

ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS E DINÂMICA MACROECONÔMICA NO BRASIL

Samer Shousha

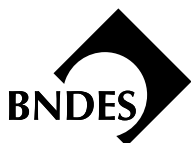
Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), em 2005, como quesito parcial para obtenção do grau de mestre em Economia.

Orientador

Ilan Goldfajn

30º Prêmio BNDES de Economia

Rio de Janeiro – 2008



S559 Shousha, Samer.

**Estrutura a termo da taxa de juros e dinâmica macroeconômica no Brasil /
Samer Shousha. – Rio de Janeiro : BNDES, 2008.
84 p.**

**Originalmente apresentado como dissertação do autor
(mestrado – PUC-Rio, 2005).**

30º Prêmio BNDES de Economia.

ISBN: 978-85-87545-29-9

**1. Taxas de juros. 2. Variáveis macroeconômicas. 3. Política monetária
– Brasil. I. Título.**

CDD 332.4981

Apresentação

Esta dissertação de mestrado em Economia, *Estrutura a termo da taxa de juros e dinâmica macroeconômica no Brasil*, de Samer Shousha, ora editada pelo BNDES, obteve o primeiro lugar no 30º Prêmio BNDES de Economia, realizado em 2007/2008.

Seu autor é brasileiro, 30 anos, graduou-se em Engenharia Mecânica com ênfase em Automação e Sistemas, pela Escola Politécnica da Universidade de São Paulo (USP), e obteve o grau de mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Departamento de Economia da PUC-Rio, tendo como orientador o professor Ilan Goldfajn.

Concorreram ao 30º Prêmio BNDES de Economia 43 trabalhos, inscritos por 16 Centros de Pós-Graduação em Economia de universidades brasileiras. A comissão examinadora formada para apreciar as dissertações foi presidida pela professora Ana Claudia Alem – BNDES e composta pelos professores Amália Maria Goldberg Godoy – Universidade Estadual de Maringá; Antonio Marcos Hoelz Pinto Ambrozio – BNDES; Carlos Frederico Rocha – Universidade Federal do Rio de Janeiro; David Dequech Filho – Universidade Estadual de Campinas; Erik Alencar de Figueiredo – Universidade Federal do Rio Grande do Norte; Francisco José Zagari Rigolon – BNDES; Luiz Fernando Rodrigues de Paula – Universidade Estadual do Rio de Janeiro; e Silvinha Pinto Vasconcelos – Universidade Federal de Juiz de Fora.

Em 2008, também foram premiadas as seguintes dissertações de mestrado:

2º lugar – *Eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais: considerações acerca da qualidade a partir da análise dos dados do Sica e do Simave*, de Victor Maia Senna Delgado (UFMG/Cedeplar), orientada por Ana Flávia Machado.

3º lugar – *O sistema de matrícula escolar de SP: uma abordagem à luz da teoria dos jogos*, de Gustavo Andrey de Almeida Lopes Fernandes (USP), orientada por Marilda de Oliveira Sotomayor.

4º lugar – *Mobilidade intergeracional de renda e desigualdade de oportunidades no Brasil*, de Dimitri Joe de Alencar Szerman (UFRJ), orientada por Valéria Lúcia Pero.

5º lugar – *Metas de inflação para economias emergentes: uma avaliação empírica dos seus efeitos sobre o desempenho macroeconômico*, de Kellen Fraga da Silva (UFRGS), orientada por Fernando Ferrari Filho.

Ao longo de 31 anos de realização do Prêmio BNDES de Economia, foram premiadas 146 dissertações e publicados, pelo BNDES, 48 desses trabalhos, totalizando a edição de cerca de 125 mil exemplares. Registra-se também, com satisfação, a crescente melhoria qualitativa das dissertações de mestrado inscritas.

Sumário

Agradecimentos 9

Resumo 11

1. Introdução 13

1.1 Motivação 13

1.2 Evolução da literatura 15

1.3 Uma primeira visão sobre o caso brasileiro 17

2. Conteúdo informacional da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil 23

2.1 Produção industrial 24

2.1.1 Previsibilidade da produção industrial agregada 24

2.1.2 Controlando para outras variáveis explicativas 25

2.1.3 Razões para o poder de previsão do *spread* da curva de juros 29

2.1.4 Previsibilidade dos componentes da produção industrial: onde estão os principais efeitos? 31

2.2 Outras variáveis macroeconômicas 32

2.2.1 Previsibilidade do consumo 32

2.2.2 Previsibilidade do emprego formal 34

2.3 Conclusões 35

3. Modelo afim da estrutura a termo da taxa de juros 37

3.1 Estrutura geral do modelo 38

3.1.1 Hipóteses sobre a dinâmica das variáveis 38

3.1.2 Taxa de desconto estocástica 38

3.1.3 Preços e taxas de juros dos títulos 40

3.2 Modelo com variáveis latentes 43

3.2.1 Especificação do modelo 43

3.2.2 Estimação do modelo 46

3.2.3 Principais resultados 48

3.3	Modelo completo	54
3.3.1	Seleção das variáveis macroeconômicas e dinâmica das variáveis de estado	54
3.3.2	Estimação do modelo	55
3.3.3	Principais resultados	57
4.	Conclusões	73
Notas		75
Referências		79
Abstract		83

Lista de figuras e tabelas

Figuras

- 1.1 Taxa de juros e custo de crédito 14
- 1.2 Evolução da taxa de inflação e variação mensal do câmbio nominal 18
- 1.3 Evolução das taxas para diferentes maturidades 18
- 2.1 Crescimento da produção industrial 6 meses adiante e inclinação da curva de juros 25
- 3.1 Ponderação dos componentes principais em cada taxa 44
- 3.2 Primeiro componente principal e nível da curva de juros 45
- 3.3 Segundo componente principal e inclinação da curva de juros 45
- 3.4 Ponderação dos fatores latentes em cada taxa 50
- 3.5 Swap de 1 mês – real versus estimado 51
- 3.6 Swap de 12 meses – real versus estimado 51
- 3.7 Swap de 9 meses – real versus estimado 52
- 3.8 Ponderação dos fatores latentes nas taxas 60
- 3.9 Ponderação dos fatores macroeconômicos nas taxas 60
- 3.10 Fator de nível nos modelos 61
- 3.11 Fator de inclinação nos modelos 62
- 3.12 Swap de 1 mês – Comparação dos modelos 62
- 3.13 Swap de 12 meses – Comparação dos modelos 63
- 3.14 Swap de 9 meses – Comparação dos modelos 63
- 3.15 Curva de juros – julho de 2002 65
- 3.16 Curva de juros – março de 2000 65
- 3.17 Curva de juros – junho de 2003 66
- 3.18 Impacto de choques de inflação nas taxas 66
- 3.19 Impactos de choques cambiais nas taxas 67
- 3.20 Impacto de choques de produto nas taxas 67
- 3.21 Excesso de retornos esperado do swap de 12 meses e hiato do produto 70
- 3.22 Fator de inclinação e EMBI Global 71
- 3.23 Fator de nível e expectativas de inflação 12 meses adiante 72

Tabelas

- 1.1 Sumário das estatísticas dos dados utilizados 19
- 1.2 Estrutura de correlação entre as variáveis 20
- 2.1 Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros 25
- 2.2 Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e a taxa Selic 26
- 2.3 Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e o crescimento passado 27
- 2.4 Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e a taxa de inflação corrente 28
- 2.5 Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado da produção industrial, instrumento de política monetária e taxa de inflação 28
- 2.6 Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando a decomposição do *spread* da curva de juros 30
- 2.7 Prevendo o crescimento dos componentes da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros 31
- 2.8 Prevendo o crescimento do volume de vendas no varejo k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros 33
- 2.9 Prevendo o crescimento do volume de vendas no varejo k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado das vendas no varejo, instrumento de política monetária e taxa de inflação 33
- 2.10 Prevendo o crescimento do emprego formal k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros 34
- 2.11 Prevendo o crescimento do emprego formal k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado do emprego formal, instrumento de política monetária e taxa de inflação 35
- 3.1 Variância explicada pelos componentes principais 44
- 3.2 Parâmetros estimados – Modelo com variáveis latentes 49
- 3.3 Decomposição de variâncias 52
- 3.4 Parâmetros estimados – Dinâmica dos fatores – Modelo completo 58
- 3.5 Parâmetros estimados – Preços de risco – Modelo completo 59
- 3.6 Poder de previsão (RMSE) 64
- 3.7 Decomposição de variâncias 68

Agradecimentos

Ao meu orientador Ilan Goldfajn pela atenção dispensada, por toda a motivação, pelo suporte na elaboração desta dissertação e pela contribuição no meu amadurecimento como economista.

Aos professores Marco Bonomo e Caio Ibsen de Almeida pelos excelentes comentários realizados durante a defesa da dissertação, que serviram para enriquecer muito este trabalho.

A todos os professores do Departamento de Economia da PUC-Rio pelo apoio e aprendizado que me ofereceram ao longo de todo o curso, essencial para minha formação como economista.

Em especial aos professores Eduardo Loyo e Walter Novaes, cujas aulas estimularam muito meu gosto pela economia.

Aos meus colegas de mestrado, pelo ótima convivência e aprendizado ao longo desses dois anos.

Aos funcionários do Departamento de Economia da PUC-Rio pelo apoio e paciência.

A meus queridos irmãos e amigos Hani e Nader.

A minha amada mãe, que me criou com todo o carinho e amor e sempre me apoiou em todos os desafios da minha vida.

Ao meu saudoso pai, cujo exemplo de dedicação, conduta e caráter procuro sempre seguir.

Ao CNPQ e à PUC-Rio pelos auxílios financeiros concedidos, sem os quais este trabalho não poderia ter sido realizado.

Existe uma relação muito próxima entre variáveis macroeconômicas e a estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. Caracteriza-se essa relação utilizando a recente abordagem de macrofinanças adaptada para o caso de uma economia emergente. Pode-se concluir que: (i) a curva de juros possui informações adicionais às de diversas variáveis com relação ao crescimento futuro da economia; (ii) o poder de previsão é crescente com a durabilidade dos bens e é decorrente essencialmente das expectativas de variações futuras na taxa de curto prazo; (iii) as variáveis cíclicas da economia (hiato do produto, taxa de inflação e variação do câmbio nominal) explicam até 53% da variação das taxas; (iv) o restante das variações, representado por fatores não-observáveis, parece estar relacionado à variação da aversão ao risco internacional e das expectativas de inflação e (v) a noção de grande vulnerabilidade externa da economia brasileira no período estudado é corroborada pelo papel relevante desempenhado pela variação do câmbio nominal, que explica até 41% da variação das taxas.

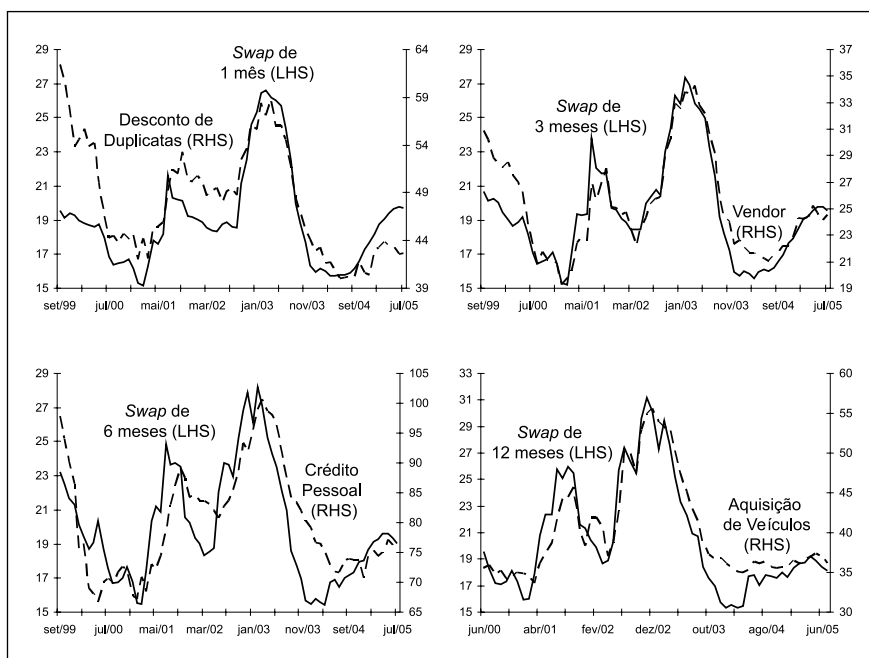
1. Introdução

1.1 Motivação

No Brasil, como na maioria dos países industrializados, o Banco Central utiliza como instrumento de política monetária a taxa de juros de curto prazo. No entanto, são as taxas mais longas que interessam para a determinação da demanda agregada. Isso ocorre porque o custo de crédito dos agentes depende das taxas de diferentes prazos, como pode ser observado na Figura 1.1. A estrutura a termo representa a relação entre as taxas de juros de diferentes maturidades para um dado instante no tempo, sendo dessa forma essencial a compreensão de sua dinâmica para se entender de forma completa o mecanismo de transmissão da política monetária.

Uma forma de avaliar a eficácia desse mecanismo de transmissão seria verificar a presença de conteúdo informacional na curva de juros sobre o nível de atividade econômica futura. Aumentos das taxas mais longas com relação às taxas mais curtas, ou seja, da inclinação da curva de juros, indicariam dessa forma o início de um processo de contração monetária e levariam conseqüentemente a uma redução do crescimento econômico futuro pelo crescimento do custo de crédito. Isso pôde ser efetivamente observado em diversos períodos da história recente brasileira, como no início de 2001 ou meados de 2004. Além disso, em períodos de crise externa como no segundo semestre de 2002, observou-se um forte aumento da inclinação da curva de juros graças à expectativa por um choque de juros para conter a depreciação cambial seguida de uma redução do crescimento econômico em decorrência dessa crise. Assim, tanto pelos canais tradicionais de transmissão de política monetária quanto pela resposta da curva de juros a crises externas, podem-se obter informações sobre o crescimento futuro por meio da inclinação da estrutura a termo da taxa de juros.

FIGURA 1.1
Taxa de juros e custo de crédito (%)



Por outro lado, a teoria macroeconômica recente demonstra que a autoridade monetária determina a taxa básica respondendo aos diferentes choques macroeconômicos para atingir seu objetivo principal de estabilização da economia. Sendo assim, a parte curta da curva de juros deve ser fortemente influenciada por esses choques. Além disso, as taxas de longo prazo são determinadas pela expectativa futura das taxas de curto prazo ajustadas pelo risco de reter esses títulos. Assim, caso se tenham mudanças na expectativa quanto à condução da política monetária graças a uma modificação nas expectativas relacionadas às diferentes variáveis macroeconômicas, as taxas mais longas deveriam se modificar. Espera-se dessa forma que a trajetória das variáveis macroeconômicas tenha poder explicativo relevante sobre a dinâmica da curva de juros como um todo.

Além de depender da expectativa da evolução futura da taxa Selic, as taxas mais longas têm um componente de prêmio de risco associado à duração dos contratos, também conhecido como prêmio a termo. Caso esse prêmio fosse constante no tempo (como sustenta a conhecida hipótese das expectativas), seria possível argumentar que projeções de variáveis macroeconômicas como o hiato do produto e a inflação baseadas na evolução esperada da taxa Selic seriam bem próximas das projeções utilizando taxas mais longas e, assim, bastaria ter uma boa projeção para a taxa Selic para realizar projeções dessas variáveis. No entanto, existem fortes evidências de que esse prêmio não é invariante no tempo, ou seja, que a hipótese das expectativas não é válida no caso brasileiro.¹ Assim,

uma modelagem apropriada da curva de juros para o caso brasileiro consiste na especificação de um modelo com prêmio de risco variante no tempo, como os modelos da classe afim generalizados por Duffie e Kan (1996).

Apesar das diversas razões para a compreensão da dinâmica conjunta da estrutura a termo da taxa de juros e variáveis macroeconômicas, os trabalhos realizados até hoje no Brasil apresentam um enfoque limitado, embora tenham evoluído muito recentemente. Monteiro (2003), por exemplo, estima uma função para a curva de juros no Brasil, com um balanceamento entre o ajuste do modelo dentro e fora da amostra. Já Silveira e Bessada (2003) e Valli e Varga (2002), seguindo o trabalho seminal de Litterman e Scheinkman (1991), utilizam uma análise de componentes principais para identificar os fatores comuns que influenciam o comportamento da estrutura a termo. Tabak e Andrade (2001), Lima e Issler (2003) e Brito et al. (2003) testam a hipótese das expectativas para o Brasil, enquanto Tabak (2003) e Tabak e Tabata (2005) examinam as respostas da estrutura a termo a modificações na meta da taxa Selic. Almeida (2004) estima um modelo afim da curva de juros somente com variáveis latentes para avaliar sua adequação e aplicabilidade ao caso brasileiro. Finalmente, Silveira (2005) e Matsumara e Moreira (2005) são os primeiros artigos a utilizar explicitamente variáveis macroeconômicas em um modelo de curva de juros para tentar explicar a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil.² Uma potencial causa para essa incipiência é a ausência de aplicações de longo prazo no Brasil graças à longa experiência inflacionária e à instabilidade econômica. O próprio Banco Central ressaltou esse fato ao justificar a tardia inclusão da inclinação da curva de juros em seu modelo estrutural [Banco Central do Brasil (2001)].

1.2 Evolução da literatura

A análise do comportamento da curva de juros nos diferentes ciclos econômicos se iniciou muito tempo atrás em Mitchel (1913). Mais adiante, Kessel (1965) concentrou-se especificamente nos diferentes *spreads* de taxas de juros, tendo mostrado de forma gráfica que eles tendem a ser negativos em picos do ciclo econômico. Somente no final da década de 1980 realiza-se uma avaliação mais formal dessa relação, verificando-se o conteúdo informacional da estrutura a termo da taxa de juros sobre o estado futuro da economia. Nessa linha, Estrella e Hardouvelis (1991), Haubrich e Dombrosky (1996) e Hamilton e Kim (2002) mostraram que o *spread* entre a taxa de juros de longo e curto prazos ajuda a prever o nível de atividade econômica para os Estados Unidos. Outros estudos, como Fama (1990), Mishkin (1990 e 1991) e Jorion e Mishkin (1991), encontraram uma relação entre o *spread* e a variação de inflação no futuro. Estrella e Mishkin (1997) estenderam essa abordagem para países da Europa e encontraram resultados igualmente robustos.

Apesar de informativos, esses estudos não permitiam a utilização de toda a informação contida na curva de juros graças à presença de uma grande quantidade

de taxas. Além disso, em mercados financeiros de grande tamanho e altamente integrados, é evidente a ausência de oportunidades de arbitragem. Para endereçar essa questão, a literatura de finanças utiliza fatores não-observáveis para representar a dinâmica da curva de juros. As primeiras tentativas englobaram modelos de um único fator (em geral, a taxa de curto prazo), como os de Vasicek (1977) e Cox et al. (1985). No entanto, esses modelos levam a resultados muito ruins, tanto com relação ao formato da curva de juros em um dado instante do tempo quanto à evolução temporal das taxas.

Por outro lado, Litterman e Scheinkman (1991) e outros estudos posteriores encontraram, mediante uma análise de componentes principais, dois ou três fatores que são suficientes para sumarizar praticamente toda a variação da curva de juros. Assim, pode-se utilizar a abordagem de modelos de fatores, generalizada na chamada classe de modelos afim introduzida por Duffie e Kan (1996), para entender a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros incorporando explicitamente a restrição de ausência de arbitragem. A popularidade desses modelos é decorrente da presença de soluções fechadas, já que, caso contrário, as taxas teriam de ser computadas mediante simulações de Monte Carlo ou métodos de solução de equações diferenciais parciais, ambos extremamente custosos em termos computacionais. Além disso, como pode ser visto em Dai e Singleton (2002), esses modelos são capazes de capturar a invalidade da hipótese das expectativas pela presença de um prêmio de risco variante no tempo, o que leva a resultados empíricos muito mais satisfatórios.

No entanto, apesar de apresentarem uma boa descrição do comportamento da estrutura a termo, os modelos de fatores não fornecem informações sobre a natureza econômica das variações da curva de juros, sendo assim de pouca utilidade para uma análise mais estrutural da sua dinâmica. Por esse motivo, surgiu recentemente a abordagem macrofinanceira, que visa identificar os fatores macroeconômicos fundamentais responsáveis pela variação da curva de juros dentro do arcabouço dos modelos afim. Motivados pela abordagem VAR estrutural, utilizada em Evans e Marshall (1998 e 2001) e altamente difundida na literatura macroeconômica, essa abordagem impõe a restrição de ausência de arbitragem e descreve o comportamento da estrutura a termo como um todo incorporando no modelo afim variáveis macroeconômicas em conjunto com variáveis latentes. O trabalho pioneiro nesta linha é o de Ang e Piazzesi (2003), que basicamente estende o vetor de estados do modelo fatorial padrão incluindo variáveis referentes ao nível de atividade econômica e inflação. Outros estudos, como Rudebusch e Wu (2005), Hordahl et al. (2005) e Bekaert et al. (2005), ampliaram essa abordagem utilizando modelos estruturais novo-keynesianos em conjunto com um modelo afim da curva de juros. Finalmente, Ang et al. (2005) conseguem mostrar que qualquer versão da regra de Taylor (padrão, *backward-looking* e *forward-looking*) é compatível com a especificação de um modelo afim para a curva de juros.

Os resultados desses trabalhos indicam que a inclusão de variáveis macroeconômicas melhora consideravelmente o poder de previsão dos modelos (considerado uma falha do modelo afim, como pode ser visto em Duffee [2002]) e

que as variáveis macroeconômicas cíclicas (hiato do produto e inflação) explicam boa parte da variação das taxas, especialmente na parte mais curta da curva. No entanto, a parte mais longa da curva continuava a ser explicada basicamente por variáveis latentes, interpretadas em alguns dos estudos como uma meta de inflação de médio prazo variante no tempo. Somente o trabalho de Dai e Phillipon (2004), que inclui também variáveis fiscais, consegue explicar a variação das taxas de longo prazo por meio de variáveis observáveis. De qualquer forma, a inclusão de variáveis macroeconômicas no modelo afim da estrutura a termo da taxa de juros se mostra extremamente útil, já que fornece maior intuição sobre as causas fundamentais das movimentações da curva de juros e permitem uma melhor adequação da parte curta da curva.

1.3 Uma primeira visão sobre o caso brasileiro

O período selecionado para estudar o caso brasileiro foi de setembro de 1999 a julho de 2005, após o choque de juros necessário para conter a inflação decorrente da crise que levou à massiva desvalorização do real no início de 1999 e da consolidação do regime de metas de inflação, adotado oficialmente em 21 de junho de 1999.³ Nesse novo regime, substituiu-se oficialmente a âncora cambial por uma âncora nominal explícita para os preços, a meta de inflação, utilizando como instrumento para fazer a inflação convergir para a meta a taxa de juros de curto prazo.

O período estudado foi marcado por uma série de choques, especialmente nos anos de 2001 e 2002, quando o Banco Central não conseguiu manter a inflação dentro da banda para a meta.⁴ No ano de 2001, a autoridade monetária teve de lidar com a crise energética, os ataques terroristas de 11 de setembro e a crise argentina, enquanto no ano de 2002 ocorreu a crise eleitoral. A crise de confiança de 2002 foi particularmente crítica, com uma violenta depreciação cambial em virtude das incertezas com relação à *performance* futura da economia, aliadas ao aumento da aversão ao risco internacional. A presença dessa grande quantidade de choques em um curto período demonstra a dificuldade da condução da política monetária em economias emergentes, sujeitas a grande vulnerabilidade externa. A evolução da taxa de inflação e da variação do câmbio nominal no período podem ser vistas na Figura 1.2.

Apesar da redução após o abandono do regime de câmbio fixo, pode-se observar que a grande volatilidade dos fundamentos macroeconômicos faz com que ainda se tenha uma grande variação nas taxas de juros de diferentes maturidades, na medida em que a autoridade monetária tenta estabilizar a economia e as taxas respondem às variações nas expectativas após os choques. A evolução das taxas de diferentes maturidades no período podem ser observadas na Figura 1.3.

FIGURA 1.2
Evolução da taxa de inflação e variação mensal do câmbio nominal

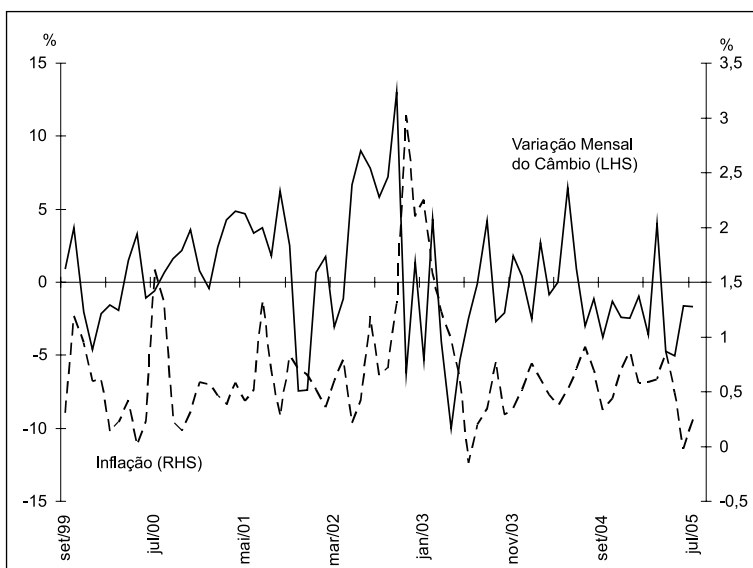
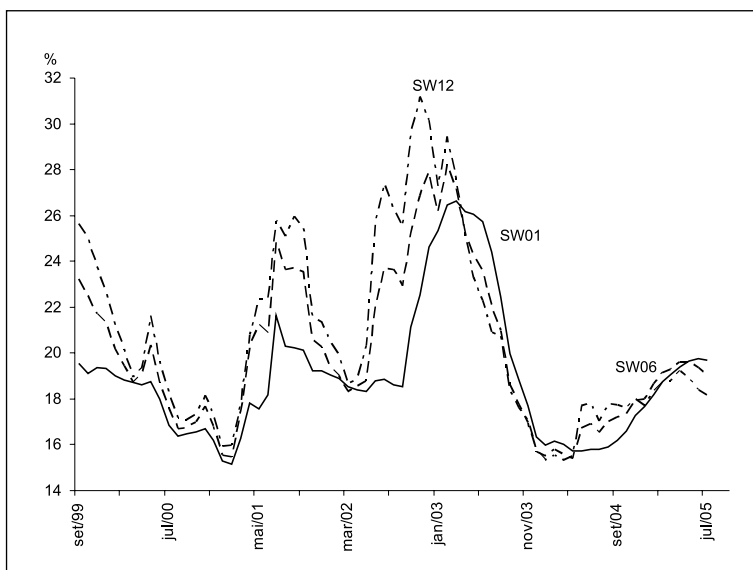


FIGURA 1.3
Evolução das taxas para diferentes maturidades



Pode-se observar que houve um descolamento entre a taxa de um mês e as taxas mais longas em quatro períodos: (i) início de 2001, em virtude da crise argentina e potencial crise cambial brasileira; (ii) segundo semestre de 2002, com a crise eleitoral e antecipação pelo mercado da aceleração inflacionária e conseqüente aperto monetário; (iii) segundo trimestre de 2003, com a inversão da curva de juros pela antecipação da desaceleração da inflação e relaxamento monetário que seria realizado pela autoridade monetária; e (iv) segundo semestre de 2004, com nova antecipação do arrefecimento do processo inflacionário. Também fica clara a grande volatilidade das taxas nesse período, associada a períodos de volatilidade nas variáveis macroeconômicas. Dessa forma, parece natural avaliar de forma conjunta a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros e do ambiente macroeconômico.

Para sumarizar a curva de juros, utilizam-se médias mensais das taxas referenciais de swaps DI prefixada da BM&F para maturidades de 1, 2, 3, 4, 6 e 12 meses. A taxa swap DI prefixada é cotada como um *zero coupon bond*, tomando como base uma maturidade fixa n . Para resumir o ambiente macroeconômico, foram utilizadas variáveis relacionadas ao nível de atividade, inflação e setor externo. Assim, utilizou-se como *proxy* para o hiato do produto o índice de base fixa mensal da produção física com ajuste sazonal (Base: média 2002 = 100) do IBGE após a retirada de uma tendência linear.⁵ Para a inflação, utilizou-se a taxa de inflação medida pelo IPCA, fornecida pelo IBGE. Finalmente, utilizou-se a variação do logaritmo da taxa de câmbio nominal com relação ao dólar americano (multiplicada por 100) fornecida pelo Banco Central. As Tabelas 1.1 e 1.2 apresentam um resumo das estatísticas relacionadas a cada uma das variáveis e a estrutura de correlação entre elas.

TABELA 1.1
Sumário das estatísticas dos dados utilizados (1999:09 – 2005:07)

	$i_t^{(1)}$	$i_t^{(2)}$	$i_t^{(3)}$	$i_t^{(4)}$	$i_t^{(6)}$	$i_t^{(12)}$	y	π	Δe
Média	19,03	19,24	19,46	19,72	20,04	20,81	0,00	0,67	0,33
Mediana	18,76	18,91	19,20	19,24	19,30	19,33	0,31	0,59	0,02
Mínimo	15,16	15,18	15,23	15,35	15,42	15,35	-7,21	-0,15	-10,01
Máximo	26,63	27,00	27,38	27,70	28,23	31,18	5,94	3,02	13,00
Desvio-padrão	2,90	2,96	3,04	3,13	3,33	4,06	2,76	0,52	4,20
Assimetria	1,17	1,04	0,89	0,74	0,67	0,78	-0,58	2,02	0,26
Curtose	3,84	3,52	3,20	2,85	2,60	2,62	2,93	8,53	3,27
Autocorrelação	0,95	0,94	0,94	0,93	0,93	0,91	0,84	0,60	0,37

TABELA 1.2

Estrutura de correlação entre as variáveis (1999:09 – 2005:07)

	$i_t^{(1)}$	$i_t^{(2)}$	$i_t^{(3)}$	$i_t^{(4)}$	$i_t^{(6)}$	$i_t^{(12)}$	y	π	Δe
$i_t^{(1)}$	1,00								
$i_t^{(2)}$	0,99	1,00							
$i_t^{(3)}$	0,97	0,99	1,00						
$i_t^{(4)}$	0,93	0,97	0,99	1,00					
$i_t^{(6)}$	0,86	0,92	0,96	0,99	1,00				
$i_t^{(12)}$	0,73	0,80	0,86	0,92	0,97	1,00			
y	-0,70	-0,67	-0,63	-0,59	-0,52	-0,41	1,00		
π	0,38	0,43	0,46	0,48	0,52	0,56	-0,00	1,00	
Δe	-0,21	-0,15	-0,08	-0,02	0,06	0,19	0,14	-0,15	1,00

Em uma primeira visão sobre os dados, pode-se observar que, apesar de haver períodos em que a curva de juros foi negativamente inclinada (como no segundo semestre de 2003), a curva média da taxa de juros no período é positivamente inclinada no período, assim como a curva de volatilidade. As taxas e o hiato do produto são altamente autocorrelacionados, com a variação do câmbio nominal e a inflação apresentando menor autocorrelação (em termos absolutos). Além disso, um importante fato estilizado é que as taxas próximas são bastante correlacionadas entre si e a correlação com a taxa de inflação aumenta com a maturidade, enquanto a correlação com o hiato do produto diminui (em termos absolutos). A correlação das taxas com a variação do câmbio nominal é inicialmente negativa e posteriormente positiva, identificando as defasagens do *pass-through* da variação do câmbio para a inflação.

Portanto, diversos fatos estilizados demonstram uma relação bastante próxima entre a curva de juros e a dinâmica macroeconômica. Nesse contexto, nosso objetivo é dar um passo adiante na compreensão da dinâmica da curva de juros no Brasil, respondendo às seguintes questões:

(i) Existe conteúdo informacional sobre a atividade econômica futura na curva de juros?

(ii) Quais variáveis macroeconômicas são relevantes para explicar a dinâmica da curva de juros em um contexto de uma economia emergente?

(iii) Como os choques nas variáveis macroeconômicas afetam a dinâmica das taxas de diferentes maturidades e qual proporção da variação das taxas pode ser atribuída a essas variáveis?

No Capítulo 2, verifica-se a presença de conteúdo informacional na estrutura a termo da taxa de juros brasileira com relação a diferentes medidas de nível de atividade. No Capítulo 3, estima-se um modelo afim da curva de juros somente com variáveis latentes, incluindo posteriormente variáveis macroeconômicas para a compreensão da dinâmica conjunta dessas variáveis. Finalmente, no Capítulo 4, tem-se a conclusão do estudo.

2. Conteúdo informacional da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil

No Brasil, o conteúdo informacional da curva de juros é ainda um assunto muito pouco explorado. Uma das explicações para esse fato seria a ausência de aplicações de longo prazo em virtude da longa experiência inflacionária e instabilidade econômica. O objetivo deste capítulo é explorar essa área, avaliando o conteúdo informacional da curva de juros no Brasil sobre a atividade econômica.

Como pode ser visto no próximo item, os dois primeiros componentes principais explicam mais de 99% das variações das taxas de juros no Brasil, tendo a interpretação clássica de um componente relativo ao nível da curva de juros e outro relativo à inclinação. Dessa forma, será utilizada a inclinação da curva de juros, medida pela diferença entre a média mensal da taxa referencial de swap DI prefixada da BM&F para maturidade de 180 dias e a taxa Selic efetiva,⁶ para avaliar o conteúdo informacional da estrutura a termo da taxa de juros.

Em virtude do perfil diferenciado das aplicações financeiras no país, foi necessária a utilização de um *spread* de médio prazo, que tem uma relação negativa com o crescimento futuro. Assim, os resultados obtidos não são comparáveis com aqueles obtidos nos países desenvolvidos, onde se utilizou o *spread* de longo prazo, que possui relação positiva com o crescimento futuro. Esse fato é decorrente do impacto diferenciado de uma contração monetária nos dois casos. Enquanto apertos monetários são vistos como transitórios para as taxas de longo prazo, são vistos como permanentes para as taxas de médio prazo. Dessa forma, o início de um ciclo de aperto monetário, que levará à redução do crescimento futuro, tem efeitos opostos nas curvas de médio e longo prazo, aumentando a inclinação da primeira e reduzindo a da última. Além disso, em um ambiente de uma economia emergente, a presença de crises externas é um fator agravante, já que nesse caso o aumento das taxas de médio prazo graças à expectativa de um choque de juros para conter a depreciação cambial é acompanhado de um menor crescimento futuro. Portanto, seja por meio do mecanismo padrão de transmissão de política monetária ou por intermédio da resposta das variáveis macroeconômicas a crises, um aumento do

spread de médio prazo é acompanhado de uma redução no crescimento futuro. Dessa forma, verifica-se a seguir a presença de conteúdo informacional do *spread* da curva de juros com relação a diferentes medidas de atividade.

2.1 Produção industrial

2.1.1 Previsibilidade da produção industrial agregada

Inicialmente, verificou-se a relação entre o *spread* da taxa de juros e o crescimento futuro da produção industrial. Como a produção industrial é observada mensalmente, utilizou-se uma amostra mensal de setembro de 1999 a julho de 2005 do índice de base fixa mensal com ajuste sazonal (Base: média 2002 = 100) do IBGE.

Seguindo a abordagem de Estrella e Hardouvelis (1991), Haubrich e Dombrsky (1996), Estrella e Mishkin (1997) e Hamilton e Kim (2002), utiliza-se a seguinte regressão para examinar o conteúdo informacional do *spread* com relação à atividade econômica:

$$\begin{aligned} y_t^k &= \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \varepsilon_t \\ y_t^k &= (1200 / k) * (\ln Y_{t+k} - \ln Y_t) \\ S_t &= i_t^n - i_t^1 \end{aligned} \tag{2-1}$$

onde Y_{t+k} é o valor da produção industrial no mês $t+k$, y_t^k é o crescimento anualizado da produção industrial nos próximos k meses e i_t^n , i_t^1 são, respectivamente, a taxa de médio prazo (swap DI-pré de 6 meses) e a de curto-prazo (Selic). A Tabela 2.1 mostra os resultados da estimação da equação, já utilizando erros-padrão ajustados para a presença de superposição de dados por meio do método de Newey-West (1987).⁷

Como mencionado anteriormente, utiliza-se um *spread* de médio prazo e assim espera-se que o sinal do coeficiente seja negativo, o que de fato ocorre. Além disso, o poder de previsão aumenta para um horizonte de até seis meses e começa a cair a partir de então, com a magnitude absoluta dos coeficientes diminuindo com o aumento do horizonte de previsão. A Figura 2.1, que mostra a taxa de crescimento da produção industrial anualizada nos seis meses seguintes e a inclinação da curva de juros em t , pode fornecer uma representação mais intuitiva dessa relação, observando-se claramente a relação negativa entre o *spread* da curva de juros e o crescimento da produção.

TABELA 2.1

**Prevendo o crescimento da produção industrial
k períodos à frente usando o spread da curva de juros**

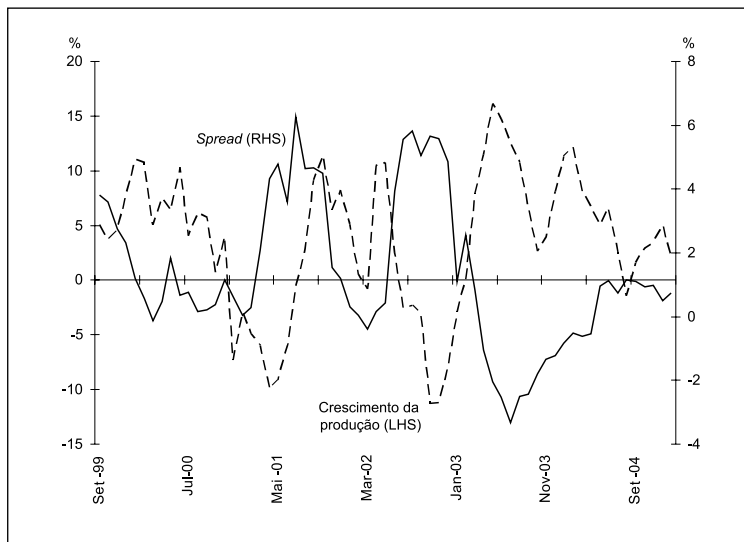
k (meses)	α_1	\bar{R}^2
4	-1,86* (0,65)	0,23
5	-1,79* (0,50)	0,29
6	-1,64* (0,43)	0,34
9	-1,04* (0,32)	0,21
12	-0,60** (0,30)	0,11

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%).

FIGURA 2.1

**Crescimento da produção industrial 6 meses
adiante e inclinação da curva de juros**



2.1.2 Controlando para outras variáveis explicativas

Uma questão que pode surgir é se o conteúdo informacional presente na curva de juros é decorrente da influência de outras variáveis na estrutura a termo. Assim, torna-se necessário checar a influência de outras variáveis no crescimento

futuro da produção, verificando se o poder de previsão da estrutura a termo se mantém com a adição das novas variáveis. Uma razão muito explorada para o poder de previsão da curva de juros é a possibilidade de ações na política monetária levarem à movimentação conjunta do *spread* da curva de juros e da produção futura. Não há razões para duvidar que ações na política monetária influenciem a curva de juros.⁸ A grande questão é se existe alguma informação adicional no *spread* com relação àquela contida no instrumento de política monetária. Para verificar isso, pode-se estimar a seguinte relação:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * Im_t + \varepsilon_t \quad (2-2)$$

onde Im_t é a média mensal do instrumento de política monetária, a taxa Selic efetiva fornecida pelo Banco Central. Como pode ser observado na Tabela 2.2, todos os resultados obtidos anteriormente se mantêm, com uma pequena redução na magnitude absoluta dos coeficientes para todos os horizontes. Assim, pode-se afirmar que o *spread* da curva de juros apresenta conteúdo informacional adicional ao do instrumento de política monetária.

TABELA 2.2
Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e a taxa Selic

k(meses)	α_1	β_1	\bar{R}^2
4	-1,84(0,42)*	0,11(0,33)	0,22
5	-1,74(0,34)*	0,25(0,27)	0,29
6	-1,56(0,28)*	0,40(0,22)	0,36
9	-0,89(0,23)*	0,67(0,18)*	0,35
12	-0,44(0,19)**	0,69(0,15)*	0,34

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%).

Por outro lado, seguindo Haubrich e Dombrosky (1996) e Hamilton e Kim (2002), pode-se avaliar se o crescimento passado da produção, que tem poder de previsão sobre o crescimento futuro, afeta o poder de previsão do *spread* da curva de juros. Estima-se assim a seguinte equação:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * y_{t-k}^k + \varepsilon_t \quad (2-3)$$

Os resultados obtidos podem ser observados na Tabela 2.3. Mantém-se o poder explicativo da inclinação da curva de juros com um aumento na magnitude absoluta dos coeficientes com relação ao exercício original. Novamente, a magnitude absoluta dos coeficientes é reduzida à medida que o horizonte de previsão aumenta.

TABELA 2.3
**Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente
usando o *spread* da curva de juros e o crescimento passado**

k(meses)	α_1	β_1	\bar{R}^2
4	-2,32(0,40)*	-0,40(0,11)*	0,37
5	-2,14(0,33)*	-0,35(0,10)*	0,42
6	-1,87(0,27)*	-0,32(0,09)*	0,47
9	-1,11(0,21)*	-0,45(0,10)*	0,48
12	-0,60(0,21)*	-0,37(0,13)*	0,27

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%)

Além disso, existe o argumento de que o poder de previsão da curva de juros é decorrente da informação presente no *spread* sobre a variação da inflação, como mostraram Fama (1990), Mishkin (1990 e 1991), Jorion e Mishkin (1991) e Estrella e Mishkin (1997). Esses autores argumentam que o *spread* refletiria a expectativa de futuras modificações na taxa de inflação, utilizando para isso a hipótese das expectativas e a equação de Fisher. Kozicki (1998), por sua vez, argumenta que, para países em que o processo inflacionário é menos persistente, o *spread* teria na realidade somente informação sobre a inflação corrente. Pode-se avaliar se o poder de previsão da curva de juros é decorrente de informações sobre a inflação corrente (apesar do persistente processo inflacionário no Brasil no período estudado) estimando a equação abaixo:⁹

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * \pi_t + \varepsilon_t \quad (2-4)$$

onde π_t é a taxa de inflação medida pelo IPCA, fornecida pelo IBGE. Observando-se os resultados obtidos na Tabela 2.4, verifica-se novamente que o poder de previsão do *spread* se mantém, com uma pequena redução no valor absoluto dos coeficientes e apresentando as mesmas características dos exercícios anteriores.

TABELA 2.4

Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e a taxa de inflação corrente

k (meses)	α_1	β_1	\bar{R}^2
4	-1,40(0,43)*	-4,91(1,87)**	0,29
5	-1,46(0,36)*	-3,54(1,56)**	0,34
6	-1,41(0,31)*	-2,44(1,33)	0,36
9	-1,02(0,27)*	-0,25(1,19)	0,20
12	-0,68(0,24)*	0,87(1,03)	0,10

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%)

Finalmente, pode-se argumentar que na verdade é a combinação de todos os fatores que fornece o poder de previsão da estrutura a termo, sendo necessária a estimação da seguinte equação:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * y_{t-k}^k + \gamma_1 * m_t + \phi_1 * \pi_t + \varepsilon_t \quad (2-5)$$

A Tabela 2.5 mostra que, mesmo incluindo todas as variáveis anteriormente discutidas, os resultados anteriores se mantêm, com o *spread* da curva de juros ajudando a prever a produção industrial para todos horizontes, com uma menor significância estatística para o horizonte de 12 meses.

TABELA 2.5

Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado da produção industrial, instrumento de política monetária e taxa de inflação

k (meses)	α_1	β_1	γ_1	ϕ_1	\bar{R}^2
4	-2,00(0,67)*	-0,43(0,14)*	-0,22(0,46)	-4,10(2,12)	0,42
5	-1,84(0,43)*	-0,35(0,13)*	-0,03(0,35)	-3,10(1,77)	0,45
6	-1,57(0,42)*	-0,24(0,16)	0,21(0,40)	-2,32(1,55)	0,47
9	-1,00(0,29)*	-0,33(0,15)**	0,31(0,28)	-0,36(0,61)	0,48
12	-0,57(0,27)**	-0,17(0,27)	0,50(0,28)	0,57(1,20)	0,38

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%).

2.1.3 Razões para o poder de previsão do spread da curva de juros

Confirmando-se a hipótese de que a curva de juros tem poder de previsão sobre a atividade econômica, seria interessante decompor o *spread* e avaliar quais fatores têm maior conteúdo informacional com relação à atividade econômica futura.

Seguindo Hamilton e Kim (2002), pode-se decompor tautologicamente qualquer taxa futura em expectativas da taxa de curto prazo e um prêmio a termo variante no tempo (que pode ser tanto um prêmio de risco quanto um prêmio de liquidez). Tem-se então:

$$i_t^n = \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 + PT_t \quad (2-6)$$

onde $E_t i_{t+j}^1$ é a expectativa do mercado no instante t da taxa de curto prazo em t+j e PT_t é o prêmio a termo.

Subtraindo a taxa de curto prazo dos dois lados da equação, tem-se então:

$$S_t = \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 - i_t^1 + PT_t \quad (2-7)$$

Por outro lado, o *spread* pode ser escrito como:

$$S_t = \left(\frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 - i_t^1 \right) + \left(i_t^n - \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 \right) \quad (2-8)$$

Substituindo a equação 2-8 em 2-1 e permitindo que cada fator tenha uma contribuição diferenciada, obtém-se:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * \left(\frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 - i_t^1 \right) + \alpha_2 * \left(i_t^n - \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 \right) + \varepsilon_t \quad (2-9)$$

Seja μ_{t+n} o erro de previsão das taxas de curto prazo futuras definido como:

$$\mu_{t+n} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^1 - \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1$$

Então, pode-se escrever a equação 2-9 como:

$$\begin{aligned}
 y_t^k &= \alpha_0 + \alpha_1 * MCP_t + \alpha_2 * PT_t + \gamma_t \\
 MCP_t &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^1 - i_t^1 \\
 PT_t &= i_t^n - \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^1 \\
 \gamma_t &= \varepsilon_t + (\alpha_2 - \alpha_1) * \mu_t
 \end{aligned}
 \tag{2-10}$$

onde MCP_t representa as expectativas de modificações futuras da política monetária e PT_t o prêmio a termo. Sob expectativas racionais, γ_t não é correlacionado com qualquer variável em t e assim a equação 2-10 pode ser estimada utilizando i_t^n e i_t^1 como instrumentos.

Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 2.6. O coeficiente relacionado com as expectativas de modificações futuras na política monetária é estatisticamente significativo para todos os períodos a um nível de 1%, enquanto o coeficiente relacionado ao prêmio a termo não é significativo a um nível de até 5% de confiança para nenhum horizonte. Além disso, para todos os horizontes estudados os coeficientes são estatisticamente diferentes,¹⁰ ou seja, o coeficiente com relação à expectativa de modificações futuras na taxa de curto prazo é estatisticamente maior do que o relacionado ao prêmio a termo. Assim, pode-se concluir que o poder de previsão do *spread* da curva de juros está relacionado primordialmente com as expectativas de modificações no estado da política monetária.

TABELA 2.6
**Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente
usando a decomposição do *spread* da curva de juros**

k (meses)	α_1	α_2	Teste χ_1^2 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$	\bar{R}^2
4	-3,14(0,63)*	-0,43(0,82)	10,55*	0,33
5	-3,00(0,52)*	-0,42(0,61)	13,10*	0,42
6	-2,86(0,50)*	-0,25(0,46)	15,12*	0,52
9	-2,17(0,25)*	0,31(0,43)	18,07*	0,46
12	-1,32(0,35)*	0,27(0,35)	8,76*	0,24

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%).

2.1.4 Previsibilidade dos componentes da produção industrial: onde estão os principais efeitos?

Pode-se avaliar também qual dos componentes da produção industrial apresenta maior relação com o *spread* da curva de juros. Para isso, estima-se a equação 2-1 para a produção de bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e bens de consumo não-duráveis, utilizando uma amostra mensal de setembro de 1999 a julho de 2005 do índice de base física mensal com ajuste sazonal (Base: média 2002 = 100) do IBGE para cada uma das variáveis.

Os resultados podem ser observados na Tabela 2.7. Novamente, o *spread* possui poder de previsão tanto para a produção de bens de capital quanto para a de bens de consumo duráveis até um horizonte de nove meses, com maior poder de previsão, significância estatística e magnitude absoluta para o primeiro componente. Para bens intermediários, o conteúdo informacional se mostra bem reduzido, com os coeficientes estatisticamente significativos somente para os horizontes de cinco e seis meses e um baixíssimo \bar{R}^2 . Já para a produção de bens de consumo não-duráveis, o *spread* só possui conteúdo informacional a partir de um horizonte de seis meses, mantendo-o até 12 meses adiante. Assim, pode-se concluir que o conteúdo informacional do *spread* com relação à produção industrial se concentra na produção de bens de capital, com uma menor relação com a produção de bens de consumo duráveis e não-duráveis, e para esta última categoria o poder explicativo aparece principalmente em horizontes mais longos.

TABELA 2.7

Prevendo o crescimento dos componentes da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros

k (meses)	Bens de Capital		Bens Intermediários		Bens de Consumo Duráveis		Bens de Consumo Não-Duráveis	
4	-4,98(1,49)*	0,32	-0,86(0,44)	0,04	-3,86(1,75)**	0,13	-0,59(0,64)	0,01
5	-4,73(1,16)*	0,39	-0,76(0,38)**	0,04	-3,27(1,38)**	0,12	-0,77(0,49)	0,04
6	-4,52(0,90)*	0,45	-0,69(0,34)**	0,05	-2,85(1,14)**	0,11	-0,84(0,43)	0,09
9	-2,89(0,71)*	0,26	-0,40(0,27)	0,02	-1,87(0,76)**	0,08	-0,97(0,35)*	0,24
12	-1,65(0,58)*	0,11	-0,28(0,21)	0,01	-1,00(0,77)	0,03	-0,88(0,19)*	0,28

Nota: Entre parênteses,, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%)

Esses resultados apresentam duas interpretações clássicas. A primeira ressalta a forma como a taxa de juros real afeta o preço relativo intertemporal dos bens. Como um aumento na taxa de juros reduz o valor residual, aumentaria o chamado “custo de uso” desses bens. Assim, bens com maiores valores residuais seriam mais afetados por aumentos esperados nas taxas de juros, o que esclareceria o maior poder explicativo do *spread* com relação aos bens de capital (e em menor proporção aos bens de consumo duráveis). Adicionalmente, pode-se explicar esses resultados pelo papel diferenciado que as condições do mercado de trabalho têm na demanda desses bens. Sendo a demanda por bens não-duráveis muito mais dependente da renda do trabalho, o efeito da política monetária (e, conseqüentemente, das expectativas de variações nas taxas de curto prazo) sobre eles ocorreria de forma indireta e defasada, o que explicaria o poder de previsão apenas para horizontes mais longos. Dessa forma, afeta-se inicialmente a demanda dos bens de capital e bens de consumo duráveis para, somente após afetar o nível de atividade e o mercado de trabalho, ter-se efeito sobre a demanda de bens de consumo não-duráveis.¹¹ Finalmente, o reduzido poder explicativo para bens intermediários confirma a baixa sensibilidade de seus produtores – grandes empresas exportadoras com acesso ao mercado internacional de capitais – à política monetária local.

2.2 Outras variáveis macroeconômicas

Confirmada a intuição de que o *spread* da curva de juros tem conteúdo informacional sobre a produção industrial, pode-se verificar se essa relação se mantém para outras variáveis macroeconômicas. Nas próximas duas subseções, verifica-se essa relação para o consumo e o emprego formal.

2.2.1 Previsibilidade do consumo

Mais uma vez verificou-se inicialmente a relação direta entre o *spread* da taxa de juros e o crescimento futuro do consumo. Para o consumo, utilizou-se uma amostra mensal de janeiro de 2000 a julho de 2005 do índice de volume de vendas no varejo (Base: média 2003 = 100) do IBGE dessazonalizada pelo método X-12 ARIMA.

A Tabela 2.8 mostra os resultados da estimação da equação 2-1 para o consumo. Estimou-se a equação também para um horizonte de apenas dois meses, já que se imagina que o efeito no comércio varejista ocorra de forma mais rápida que na produção industrial. Os resultados realmente demonstram isso, com os coeficientes para esse horizonte estatisticamente significativos a um nível de 1%. Além disso, o poder de previsão se mantém até um horizonte de 12 meses adiante. Da mesma forma que para a produção industrial, o conteúdo informacional atinge seu máximo para um horizonte de seis meses e a magnitude absoluta dos coeficientes decresce com o horizonte escolhido. Assim, apesar de as taxas utilizadas afetarem

mais diretamente a produção industrial, a influência no consumo também é sentida pela relação entre as taxas de juros de mercado e o custo de crédito ao consumidor, como pôde ser visto no Capítulo 1.

TABELA 2.8
**Prevendo o crescimento do volume de vendas no varejo
k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros**

k (meses)	α_1	\bar{R}^2
2	-1,71(0,60)*	0,06
4	-1,95(0,54)*	0,22
6	-1,81(0,49)*	0,36
9	-1,49(0,41)*	0,34
12	-1,02(0,37)*	0,21

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

** (**) Significativo a 1% (5%).*

Mesmo incluindo as demais variáveis de controle o resultado se mantém, como pode ser visto na Tabela 2.9, que mostra os resultados da estimação da equação 2.5 para o consumo. O poder de previsão se mantém para os horizontes de quatro a 12 meses a um nível de significância de até 5%. Assim, verifica-se também um relevante conteúdo informacional da estrutura a termo com relação ao crescimento do consumo.

TABELA 2.9
**Prevendo o crescimento do volume de vendas no varejo k períodos
à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado
das vendas no varejo, instrumento de política monetária e taxa de inflação**

k (meses)	α_1	β_1	γ_1	ϕ_1	\bar{R}^2
2	-1,32(0,85)	-0,20(0,13)	-0,06(0,62)	-7,52(3,75)	0,12
4	-2,26(0,63)*	-0,32(0,16)**	-0,31(0,46)	-2,60(1,95)	0,29
6	-1,48(0,56)**	0,07(0,13)	0,50(0,33)	-2,23(1,18)	0,42
9	-1,14(0,55)**	0,25(0,13)	0,91(0,30)*	-1,12(1,44)	0,45
12	-0,87(0,42)**	0,31(0,18)	0,93(0,30)*	0,37(0,93)	0,42

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

** (**) Significativo a 1% (5%).*

2.2.2 Previsibilidade do emprego formal

Finalmente, avaliou-se a existência de alguma relação entre o *spread* da taxa de juros e o crescimento futuro do emprego. Utilizou-se para isso uma amostra mensal de setembro de 1999 a julho de 2005 do índice de emprego formal (Base: média 2002 = 100) do IBGE dessazonalizado pelo método X-12 ARIMA.

Os resultados da estimação, apresentados nas Tabelas 2.10 (regressão simples) e 2.11 (regressão com todas as variáveis de controle) não apresentam resultados tão satisfatórios quanto os anteriormente obtidos. Apesar de os coeficientes da regressão simples serem estatisticamente significativos a um nível de confiança de 1% para todos os horizontes, o poder de previsão diminui consideravelmente com a inclusão das variáveis de controle para todos os horizontes, mantendo-se os coeficientes estatisticamente significativos somente para os horizontes de 5, 6 e 12 meses.

TABELA 2.10
**Prevendo o crescimento do emprego formal k períodos
à frente usando o *spread* da curva de juros**

k (meses)	α_1	\bar{R}^2
4	-0,23(0,09)**	0,11
5	-0,24(0,09)*	0,14
6	-0,25(0,09)*	0,15
9	-0,28(0,09)*	0,23
12	-0,30(0,08)*	0,31

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

* (**) Significativo a 1% (5%).

Os resultados obtidos confirmam a intuição proveniente da decomposição da produção industrial e indicam a existência do canal de renda do trabalho como transmissor da política monetária no Brasil. A menor sensibilidade à política monetária corrente e futura do mercado de trabalho, explicitada pelos resultados menos significativos apresentados na Tabela 2.11, explicaria assim o menor poder de previsão da curva de juros com relação aos bens de consumo não-duráveis.

TABELA 2.11

**Prevedo o crescimento do emprego formal k períodos
à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado
do emprego formal, instrumento de política monetária e taxa de inflação**

k (meses)	α_1	β_1	γ_1	ϕ_1	\bar{R}^2
4	-0,20(0,11)	0,47(0,22)**	-0,10(0,10)	-0,09(0,38)	0,42
5	-0,24(0,11)**	0,44(0,20)**	-0,11(0,10)	0,03(0,33)	0,43
6	-0,25(0,12)**	-0,40(0,18)**	-0,11(0,10)	0,01(0,33)	0,40
9	-0,29(0,13)	0,44(0,21)**	-0,06(0,10)	-0,11(0,33)	0,37
12	-0,33(0,13)**	0,75(0,36)**	-0,02(0,09)	-0,01(0,37)	0,41

Nota: Entre parênteses, estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes.

** (**) Significativo a 1% (5%).*

2.3 Conclusões

Neste capítulo, foram apresentadas evidências de que a estrutura a termo da taxa de juros tem conteúdo informacional com relação à atividade econômica no Brasil para um horizonte de até 12 meses adiante. Além disso, o *spread* da curva de juros tem poder de previsão adicional ao de uma série de variáveis, como o instrumento de política monetária, o crescimento passado e a taxa de inflação corrente, tanto para a produção industrial quanto para o consumo. Já para o emprego formal, o poder de previsão aumenta com o horizonte de previsão, o que é condizente com as defasagens no mecanismo de transmissão da política monetária.

Entre os componentes da produção industrial, o principal conteúdo informacional é referente à produção de bens de capital, diminuindo para a produção de bens de consumo duráveis e não-duráveis.

Finalmente, verificou-se que o poder de previsão é decorrente, essencialmente, de expectativas de variações futuras nas taxas de curto prazo, não havendo influência relevante do prêmio a termo.

Os resultados aqui expostos devem ser encarados como simples indicadores da presença de poder de previsão da curva de juros com relação ao nível futuro de atividade econômica. Uma avaliação mais completa da dinâmica das relações entre as variáveis macroeconômicas e a estrutura a termo da curva de juros para o Brasil depende da especificação e estimação de um modelo mais robusto do que as simples técnicas de regressão aqui utilizadas. No próximo capítulo, será apresentado o modelo afim da estrutura a termo da taxa de juros com variáveis latentes, que será posteriormente expandido para uma análise completa da interação entre as variáveis macroeconômicas e a curva de juros no Brasil.

3. Modelo afim da estrutura a termo da taxa de juros

Após encontrar um relevante conteúdo informacional no *spread* da curva de juros, segue uma análise mais estrutural do problema. A primeira questão que surge é qual modelo de estrutura a termo da taxa de juros deve ser utilizado. O modelo selecionado foi um modelo afim da estrutura a termo da taxa de juros, introduzido por Duffie e Kan (1996). Praticamente todas as aplicações de modelos multifatoriais da curva de juros têm focado em casos especiais dessa família, já que ela “acomoda variáveis de estado com médias e co-variâncias variantes no tempo através de uma especificação afim dos coeficientes neutros ao risco da tendência e volatilidade” [Dai e Singleton (2000)], o que permite que se tenha um prêmio de risco variante no tempo com especificações relativamente simples da dinâmica do sistema. Essa característica é muito importante, já que existem diversas evidências de que a hipótese das expectativas não é válida para o Brasil, sendo portanto essencial que o modelo permita a especificação de um prêmio de risco variante no tempo. Além disso, essa classe de modelos nos fornece soluções fechadas, o que facilita a sua aplicação econométrica.

Após a estimação de um modelo afim robusto para a estrutura a termo da taxa de juros brasileira, pode-se caminhar para o objetivo central desta publicação, que é a interpretação econômica da dinâmica da curva de juros. Para estudar o caso brasileiro, torna-se necessário expandir o modelo utilizado para a economia americana incluindo variáveis referentes ao setor externo, especialmente levando em consideração a grande quantidade de choques externos sofridos pela economia no período recente. Assim, tentou-se selecionar as variáveis da maneira mais parcimoniosa possível, de modo que houvesse um modelo que fornecesse uma boa descrição da dinâmica macroeconômica ao mesmo tempo em que fosse tratável, permitindo uma estimação confiável.

Nas próximas subseções serão introduzidas as hipóteses principais do modelo e suas consequências para a precificação dos títulos.¹² Será avaliada também a adequação desse modelo ao caso brasileiro, utilizando somente variáveis latentes. Finalmente, serão apresentadas a seleção das variáveis macroeconômicas e sua inserção no modelo afim para, em seguida, discutir os resultados e obter dessa forma a interpretação macroeconômica da dinâmica da estrutura a termo no Brasil.

3.1 Estrutura geral do modelo

3.1.1 Hipóteses sobre a dinâmica das variáveis

No modelo afim, o vetor de variáveis de estado¹³ F_t de dimensão $n \times 1$ segue um processo gaussiano VAR(1):

$$F_t = \Phi_0 + \Phi F_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t \quad (3-1)$$

onde $\varepsilon_t \sim N(0, I_n)$, Σ é diagonal e $\Phi_{n \times n}$ é uma matriz triangular inferior.

A taxa de juros de curto prazo é definida como uma função linear das variáveis latentes:

$$i_t = \delta_0 + \delta_1' F_t \quad (3-2)$$

Finalmente, os preços de risco associados aos choques ε_t são definidos como uma função linear do vetor de estados:

$$\lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1' F_t \quad (3-3)$$

A equação de transição de estados 3-1, a equação da taxa de curto prazo 3-2 e os preços de risco 3-3 formam um modelo de estrutura a termo gaussiano “essencialmente afim” em tempo discreto com imposição de ausência de arbitragem, ou um modelo $A_0(N)$ como definido em Dai e Singleton (2000). Esse modelo contém uma volatilidade constante dos fatores da curva de juros mas a precificação do risco é estado-dependente, o que implica heterocedasticidade condicional nos prêmios de risco. Segundo a comparação de Dai e Singleton (2002), esse tipo de especificação tem melhor *performance* na estimação de variações das taxas longas sobre o *slope* da curva normalizado em toda a amostra.

3.1.2 Taxa de desconto estocástica

A equação básica para precificação de ativos é derivada da decisão dos agentes de quanto consumir, quanto poupar e qual *portfolio* de ativos possuir a cada instante do tempo. Dessa forma, pode-se derivá-la a partir da condição de primeira ordem do consumidor, obtendo:

$$P_t = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} P_{t+1} \right] \quad (3-4)$$

onde P_t é o preço do ativo em t , $u'(c_t)$ é a utilidade marginal de se consumir uma unidade adicional do bem de consumo e β é o fator de desconto que representa o grau de impaciência do consumidor. Essa equação sumariza a condição de otimalidade: $P_t u'(c_t)$ é a perda de utilidade do investidor ao poupar investindo uma unidade no ativo financeiro enquanto $E_t [\beta P_{t+1} u'(c_{t+1})]$ é o aumento esperado da utilidade decorrente da venda do ativo em $t + 1$.

Pode-se definir a taxa de desconto estocástica como:

$$m_{t+1} \equiv \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)}$$

Por outro lado, o retorno bruto do ativo é definido como:

$$R_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1}}{P_t}$$

Assim, pode-se reescrever a equação básica de precificação da seguinte forma:

$$E_t [m_{t+1} R_{t+1}] = 1 \quad (3-5)$$

Se há ausência de arbitragem, existe uma medida martingal equivalente (ou medida neutra ao risco) Q de modo que o preço de qualquer ativo P_t que não paga dividendos em $t+1$ satisfaz:

$$P_t = E_t^Q [\exp(-i_t) P_{t+1}] \quad (3-6)$$

Além disso, pode-se afirmar que existe a derivada de Radon-Nikodym,¹⁴ que converte a medida neutra ao risco à medida geradora dos dados de modo que:

$$E_t^Q(P_{t+1}) = E_t \left(\frac{\xi_{t+1}}{\xi_t} P_{t+1} \right) \quad (3-7)$$

Unindo 3-6 e 3-7, tem-se então:

$$P_t = E_t \left[\frac{\xi_{t+1}}{\xi_t} \exp(-r_t) P_{t+1} \right] \quad (3-8)$$

e unindo 3-4 e 3-8, obtém-se finalmente que:

$$m_{t+1} = \exp(-r_t) \frac{\xi_{t+1}}{\xi_t} \quad (3-9)$$

A derivada de Radon-Nikodym é um martingal e, sob as hipóteses iniciais, segue um processo log-normal da forma:

$$\xi_{t+1} = \xi_t \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda_t \lambda_t' - \lambda_t' \varepsilon_{t+1}\right) \quad (3-10)$$

Substituindo 3-3 e 3-10 em 3-9, tem-se que a taxa de desconto estocástica segue o seguinte processo:

$$m_{t+1} = \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda_t \lambda_t' - \delta_0 - \delta_1' F_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1}\right) \quad (3-11)$$

3.1.3 Preços e taxas de juros dos títulos

Devemos agora relacionar as taxas de juros dos títulos com as variáveis de estado. A taxa composta $i_t^{(n)}$ de um título de maturidade n é dada por:

$$i_t^{(n)} = -\frac{\log P_t^{(n)}}{n} \quad (3-12)$$

Sob as hipóteses utilizadas, Duffie e Kan (1996) mostram que o preço de um título de maturidade n pode ser descrito como:

$$P_t^{(n)} = \exp(A_n + B_n' F_t) \quad (3-13)$$

Pela equação fundamental de preços, sabe-se que:

$$P_t^{(n+1)} = E_t(m_{t+1} P_{t+1}^{(n)}) \quad (3-14)$$

Substituindo 3-11 e 3-13 em 3-15, tem-se então que:

$$P_t^{(n+1)} = E_t\left[\exp\left\{-\frac{1}{2}\lambda_t \lambda_t' - \delta_0 - \delta_1' F_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1} + A_n + B_n' F_{t+1}\right\}\right] \quad (3-15)$$

Substituindo 3-1, obtém-se:

$$\begin{aligned} P_t^{(n+1)} &= E_t \left[\exp \left\{ -\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \delta_0 - \delta_1' F_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1} + A_n + B_n' (\Phi_0 + \Phi F_t + \Sigma \varepsilon_{t+1}) \right\} \right] = \\ &= \exp \left\{ -\delta_0 + A_n + B_n' \Phi_0 + (B_n' \Phi - \delta_1) F_t - \frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t \right\} E_t \left[\exp \left\{ (-\lambda_t' + B_n' \Sigma) \varepsilon_{t+1} \right\} \right] = \end{aligned}$$

Como ε_t é gaussiano, tem-se que:

$$\begin{aligned} E_t \left[\exp \left\{ (-\lambda_t' + B_n' \Sigma) \varepsilon_{t+1} \right\} \right] &= \exp \left\{ E_t \left[(-\lambda_t' + B_n' \Sigma) \varepsilon_{t+1} \right] + \frac{1}{2} \text{Var}_t \left[(-\lambda_t' + B_n' \Sigma) \varepsilon_{t+1} \right] \right\} = \\ &= \exp \left\{ \frac{1}{2} \text{Var}_t \left[(-\lambda_t' + B_n' \Sigma) \varepsilon_{t+1} \right] \right\} = \\ &= \exp \left\{ \frac{1}{2} \left[(-\lambda_t' + B_n' \Sigma) \text{Var}_t \varepsilon_{t+1} (-\lambda_t + \Sigma B_n) \right] \right\} = \\ &= \exp \left\{ \frac{1}{2} \left[-\lambda_t' \lambda_t + B_n' \Sigma \Sigma' B_n - 2 B_n' \Sigma \lambda_t \right] \right\} \end{aligned}$$

Substituindo na expressão original, obtém-se:

$$P_t^{(n+1)} = \exp \left\{ -\delta_0 + A_n + B_n' \Phi_0 + (B_n' \Phi - \delta_1) F_t + \frac{B_n' \Sigma \Sigma' B_n}{2} - B_n' \Sigma \lambda_t \right\}$$

Utilizando a equação 3-3, pode-se então escrever:

$$P_t^{(n+1)} = \exp \left\{ -\delta_0 + A_n + B_n' (\Phi_0 - \Sigma \lambda_0) + \frac{B_n' \Sigma \Sigma' B_n}{2} + (-\delta_1 - B_n' (\Phi - \Sigma \lambda_1)) F_t \right\}$$

Assim, A_n e B_n são definidos recursivamente por:

$$A_{n+1} = A_n + B_n' (\Phi_0 - \Sigma \lambda_0) + \frac{1}{2} B_n' \Sigma \Sigma' B_n - \delta_0 \quad (3-16)$$

$$B_{n+1} = B_n' (\Phi - \Sigma \lambda_1) - \delta_1 \quad (3-17)$$

Falta encontrar os valores iniciais A_1 e B_1 . Tem-se que:

$$\begin{aligned} P_t^{(1)} &= E_t[m_{t+1}] = E_t \left[\exp \left(-\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \delta_0 - \delta_1' F_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1} \right) \right] = \\ &= \exp \left(-\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \delta_0 - \delta_1' F_t \right) E_t \left[\exp(-\lambda_t' \varepsilon_{t+1}) \right] \end{aligned}$$

Novamente, como ε_{t+1} é gaussiano, pode-se escrever:

$$\begin{aligned} E_t[\exp(-\lambda_t' \varepsilon_{t+1})] &= \exp\left\{E_t(-\lambda_t' \varepsilon_{t+1}) + \frac{1}{2} \text{Var}_t(-\lambda_t' \varepsilon_{t+1})\right\} = \\ &= \exp\left(\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t\right) \end{aligned}$$

Voltando à expressão original:

$$P_t^{(1)} = \exp(-\delta_0 - \delta_1' F_t)$$

e assim $A_1 = -\delta_0$ e $B_1 = -\delta_1$.

Para obter as taxas de juros, utiliza-se a equação 3-12 e tem-se, portanto:

$$i_t^{(n)} = -\frac{A_n}{n} - \frac{B_n}{n} F_t = a_n + b_n F_t \quad (3-18)$$

onde $a_n = -\frac{A_n}{n}$ e $b_n = -\frac{B_n}{n}$.

Pode-se também calcular o prêmio de risco presente na estrutura a termo. Para isso, é preciso focar no excesso de retornos de um período (*one period excess holding period return*), onde se compara o retorno obtido ao comprar um título de longo prazo e mantê-lo por um período ao retorno obtido com a taxa de curto prazo. Dessa forma, o excesso de retornos de um período pode ser obtido mediante a seguinte expressão:

$$rx_{t+1}^{(n)} = \log\left(\frac{P_{t+1}^{(n-1)}}{P_t^{(n)}}\right) - i_t = n i_t^{(n)} - (n-1) i_{t+1}^{(n-1)} - i_t^{(1)} \quad (3-19)$$

Portanto, o excesso de retornos esperado condicionalmente é:

$$\begin{aligned} E_t(rx_{t+1}^{(n)}) &= -(A_n + B_n' F_t) + A_{n-1} + B_{n-1}' E_t(F_{t+1}) - (\delta_0 + \delta_1' F_t) = \\ &= -[A_{n-1} + B_{n-1}' (\Phi_0 - \Sigma \lambda_0)] + \frac{1}{2} B_{n-1}' \Sigma \Sigma' B_{n-1} - \delta_0 - [B_{n-1}' (\Phi - \Sigma \lambda_1) - \delta_1'] F_t \\ &\quad + A_{n-1} + B_{n-1}' (\Phi_0 + \Phi F_t) - (\delta_0 + \delta_1' F_t) = \\ &= B_{n-1}' \Sigma \lambda_0 + B_{n-1}' \Sigma \lambda_1 F_t - \frac{1}{2} B_{n-1}' \Sigma \Sigma' B_{n-1} \end{aligned}$$

Dessa equação, pode-se ver que existe um componente de desigualdade de Jensen, um prêmio de risco constante no tempo e um prêmio de risco variante no tempo. É fácil ver que se $\lambda_1 = 0$, os excessos de retorno esperados são constantes no tempo e assim a hipótese das expectativas é válida. Para o caso brasileiro, uma série de estudos, como Tabak e Andrade (2001), Lima e Issler (2003), Brito et al. (2003) e Almeida (2004), rejeitam a validade da hipótese das expectativas ao menos parcialmente e, portanto, tem-se de especificar $\lambda_1 \neq 0$.

3.2 Modelo com variáveis latentes

3.2.1 Especificação do modelo

Tendo introduzido o modelo afim da curva de juros, é importante avaliar a sua aplicabilidade para o caso brasileiro. Para isso, estimou-se inicialmente um modelo afim somente com variáveis latentes que, apesar de não possuir *insights* econômicos, pode servir como base de comparação para o modelo completo.

Inicialmente, seguindo Cochrane (2001), realizou-se uma análise de componentes principais para identificar o número de fatores necessários para descrever a dinâmica da curva de juros. A análise de componentes principais consiste na diagonalização da matriz de co-variância das taxas, que representa uma medida do risco associado aos movimentos da curva de juros. Por meio dessa técnica, obtém-se uma matriz de autovetores e um vetor de autovalores com a matriz de co-variância das taxas V satisfazendo a seguinte equação:

$$VA = A\Lambda$$

onde A é a matriz de autovetores e Λ é uma matriz diagonal com o vetor de autovalores na diagonal principal. Utilizando essa relação e sabendo que A é uma matriz ortonormal, pode-se escrever:

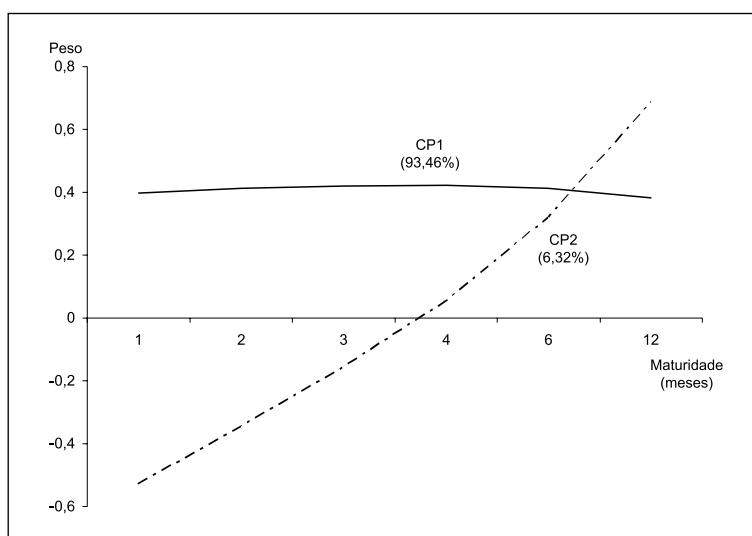
$$V = A\Lambda A'$$

A proporção de risco atribuída a cada fator é obtida pela normalização dos autovalores associados a cada fator obtidos dessa decomposição. A Tabela 3.1 mostra a variância explicada por cada um dos fatores. Pode-se observar que os dois primeiros componentes principais são responsáveis por 99,8% da variação das taxas. Os componentes obtidos têm uma interpretação bem clara, similar àquela proposta por Litterman e Scheinkman (1991), com um componente de nível e outro de inclinação. A Figura 3.1 mostra os pesos de cada componente nas diferentes taxas.

TABELA 3.1
Variância explicada pelos componentes principais

	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5	CP6
Autovalor	5,6077	0,3792	0,0116	0,0014	0,0002	4,20E-05
Variância Explicada	0,9346	0,0632	0,0019	0,0002	4E-05	7E-06
Variância Acumulada	0,9346	0,9978	0,9997	1,0000	1,0000	1,0000

FIGURA 3.1
Ponderação dos componentes principais em cada taxa



O primeiro componente principal, responsável por 93,46% da variação das taxas, é claramente um componente de nível, como pode ser observado na Figura 3.2.

Já o segundo componente principal, responsável por 6,32% da variação das taxas, pode ser comparado à inclinação da curva de juros, medida pela diferença entre a taxa de um mês e a taxa de 12 meses, que veremos a seguir na Figura 3.3:

FIGURA 3.2
Primeiro componente principal e nível da curva de juros

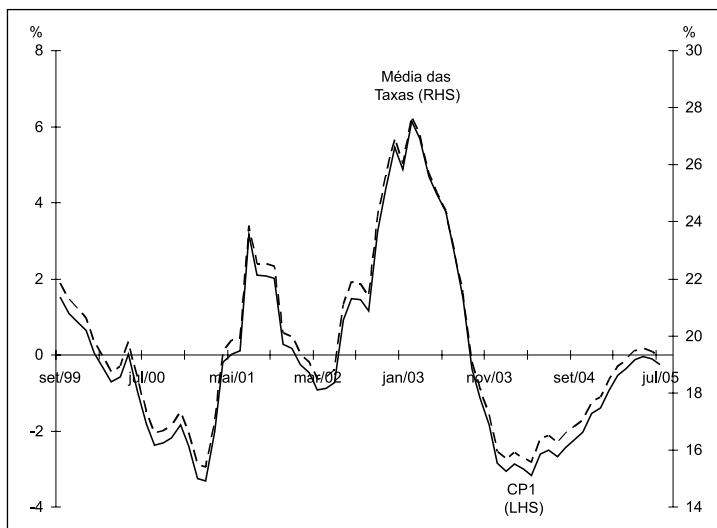
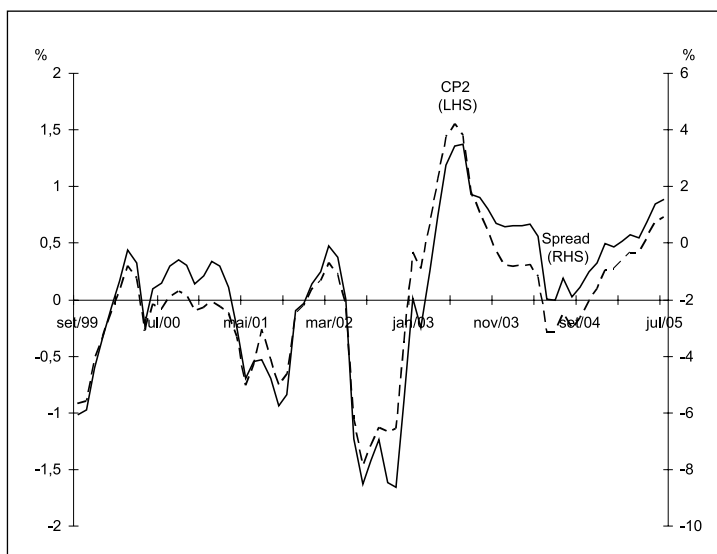


FIGURA 3.3
Segundo componente principal e inclinação da curva de juros



Dessa forma, utilizou-se um modelo gaussiano com dois fatores latentes com volatilidades constantes ou, na classificação de Dai e Singleton (2000), um modelo $A_0(2)$.

3.2.2 Estimação do modelo

Para estimar o modelo, utilizou-se máxima verossimilhança baseada no filtro de Kalman. Para modelos gaussianos, a utilização dessa estratégia é ótima com relação à classe dos estimadores lineares, sendo os estimadores consistentes e eficientes, como pode ser visto em Bollersev e Wooldridge (1992).¹⁵ Além disso, conseguiu-se evitar a hipótese usual de que apenas algumas taxas, selecionadas de forma arbitrária, são medidas com erro, como na maioria dos estudos realizados até aqui, que são baseados na estratégia introduzida por Chen e Scott (1993).¹⁶ Assim, pode-se supor que todas as taxas são medidas com erro e deixar que a própria estimação forneça esses erros de medida. Dados os parâmetros do modelo e outras normalizações necessárias, estimadores não-viesados das variáveis latentes L_t e S_t , que representam, respectivamente, o nível e a inclinação da estrutura a termo da taxa de juros, podem ser obtidos pelo filtro de Kalman.

Como explicitado no item anterior, o vetor de estados $F_t = (L_t, S_t)$ segue um processo VAR(1) gaussiano. A equação de estados é dada, portanto, por:

$$F_t = \Phi F_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t \quad (3-21)$$

onde $\varepsilon_t \sim IIDN(0, I_2)$, $\Sigma_{2 \times 2}$ é diagonal e $\Phi_{2 \times 2}$ é triangular inferior.

As taxas utilizadas na estimação são os swaps de 1 mês, 2 meses, 3 meses, 4 meses, 6 meses e 12 meses. Dessa forma, as variáveis observáveis podem ser agrupadas no vetor $Z_t \equiv [i_t^{(1)} \ i_t^{(2)} \ i_t^{(3)} \ i_t^{(4)} \ i_t^{(6)} \ i_t^{(12)}]'$.

Por serem extraídos de forma endógena, os fatores latentes são invariantes a algumas transformações afim, tornando necessárias algumas normalizações para identificá-los. Impõem-se assim: (i) média nula para os fatores, ou seja, $\Phi_0 = 0$; (ii) pesos unitários sobre os fatores na equação da taxa de curto prazo; e (iii) valor de δ_0 fixo na média amostral da taxa de um mês. Assim, tem-se como equação da taxa de curto prazo:

$$i_t^{(1)} = \delta_0 + \delta_1' F_t = 19,0114 + L_t + S_t$$

A equação de medição pode, portanto, ser escrita como:

$$Z_t = G' + H' F_t + v_t \quad (3-22)$$

onde

$$G = [a_1 \ a_2 \ a_3 \ a_4 \ a_6 \ a_{12}]$$

$$H' = \begin{bmatrix} b_1^{(1)} & b_2^{(1)} \\ b_1^{(2)} & b_2^{(2)} \\ b_1^{(3)} & b_2^{(3)} \\ b_1^{(4)} & b_2^{(4)} \\ b_1^{(6)} & b_2^{(6)} \\ b_1^{(12)} & b_2^{(12)} \end{bmatrix}$$

onde a_n e b_n são dados pelas equações recursivas derivadas no item anterior. Assume-se que os erros de medida v_t são i.i.d., com distribuição multivariada normal de média zero e matriz de co-variância diagonal R , ou seja, $v_t \sim IIDN(0, R)$.

Seja $Y_t = (Z_s : s \leq t)$ o conjunto informacional em t e:

$$\hat{F}_{t+1|t} \equiv E(F_{t+1} | Y_t) \quad (3-23)$$

$$P_{t+1|t} \equiv E[(\hat{F}_{t+1} - F_{t+1|t})^2 | Y_t] \quad (3-24)$$

a previsão ótima do vetor de estados e o erro quadrático médio associado. O algoritmo do filtro de Kalman nos permite calcular previsões e os EQMs (erros quadráticos médios) associados de forma recursiva:

$$\begin{aligned} \hat{F}_{t+1|t} &= \Phi \hat{F}_{t|t-1} \\ &+ \Phi P_{t|t-1} H (H' P_{t|t-1} H + R)^{-1} (Z_t - G' - H' \hat{F}_{t|t-1}) \end{aligned} \quad (3-25)$$

$$P_{t+1|t} = \Phi P_{t|t-1} - P_{t|t-1} H (H' P_{t|t-1} H + R)^{-1} H' P_{t|t-1} \Phi' + \Sigma \Sigma' \quad (3-26)$$

iniciando com média e matriz de co-variância não-condicional $\hat{F}_{1|0} = E(F_1)$ e $P_{1|0} = \text{cov}(F_1)$. Sob nossa especificação do VAR, a matriz de co-variância não-condicional é dada por $\text{vec}(P_{1|0}) = [I - \Phi \otimes \Phi]^{-1} \times \text{vec}(\Sigma \Sigma')$.

A função de verossimilhança pode então ser construída, sabendo-se que a distribuição condicional do vetor observável Z_{t+1} dado o conjunto informacional Y_t é multivariada normal:

$$Z_{t+1} | Y_t \sim N(G' + H' \hat{F}_{t+1|t}, H' P_{t+1|t} H + R), t \geq 0$$

Todos os parâmetros $\Theta = (\Phi, \Sigma, G, H, R)$ que especificam o comportamento do filtro de Kalman são determinados pelos parâmetros primitivos, por meio de transformações determinísticas e de restrições de ausência de arbitragem.

Definindo-se $\varepsilon_t(\Theta) \equiv Z_t - G' - H'\hat{F}_{t+1|t}$ e $\Omega_t(\Theta) \equiv H'P_{t+1|t}H + R$, pode-se escrever a função de verossimilhança condicional como:

$$f_{Z_t|Y_{t-1}}(Z_t | Y_{t-1}) = (2\pi)^{-1/2} |\Omega_t(\Theta)|^{-1/2} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2} \varepsilon_t(\Theta)' \times \Omega_t(\Theta)^{-1} \times \varepsilon_t(\Theta) \right\} \quad (3-27)$$

para $t = 1, 2, \dots, T$. Assim, pode-se escrever a função de log-verossimilhança amostral como:

$$\begin{aligned} -2 \times \log L(Z_T) &= -2 \times \sum_{t=1}^T \log f(Z_t | Y_{t-1}) = \\ &= \sum_{t=1}^T \log |\Sigma_t(\Theta)| \\ &\quad + \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\Theta)' \times \Omega_t(\Theta)^{-1} \times \varepsilon_t(\Theta) \end{aligned} \quad (3-28)$$

A otimização é realizada utilizando o *toolbox* para MATLAB E^4 , que permite a estimação de diferentes modelos em forma de espaço de estados.¹⁷ O algoritmo utilizado para otimização da função de verossimilhança foi o algoritmo quasi-newton com atualização BFGS. Os erros-padrão são calculados por intermédio da inversa de uma aproximação numérica da matriz Hessiana da função de verossimilhança.

3.2.3 Principais resultados

O modelo foi estimado de setembro de 1999 a dezembro de 2004, utilizando-se o período de janeiro de 2005 a julho de 2005 para avaliar sua *performance* de previsão fora da amostra. A Tabela 3.2 apresenta os resultados da estimação. Os fatores L_t e S_t são bem persistentes. Existe também uma pequena correlação incondicional entre os fatores. Como se observa na Figura 3.4, pode-se interpretar novamente os fatores latentes como um fator de nível e outro fator de inclinação da curva de juros. Todos os parâmetros encontrados são altamente significativos¹⁸ e os desvios-padrão dos erros de medida para as taxas de 1, 2, 3, 4, 6 e 12 meses são, respectivamente, 14, 0, 7, 10, 17 e 95 *basis points*, ligeiramente inferiores aos obtidos em Almeida (2004). A variação temporal no prêmio de risco depende primordialmente do fator de inclinação, que apresenta os maiores coeficientes (em módulo) da matriz λ_1

TABELA 3.2

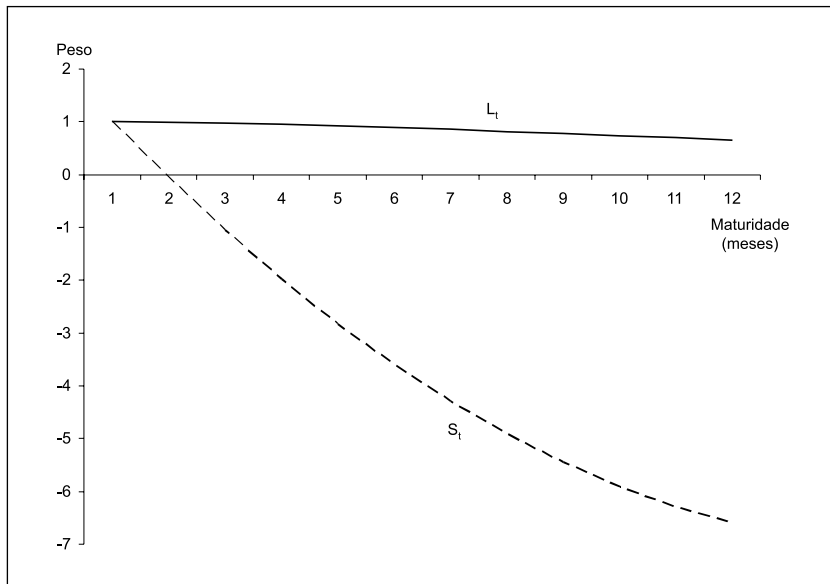
Parâmetros estimados – Modelo com variáveis latentes

Dinâmica dos Fatores (Φ)			
	L_{t-1}	S_{t-1}	
L_t	0,8926(0,0138)	–	
S_t	0,0175(0,0014)	0,9067(0,0097)	
Parâmetros da Taxa de Curto Prazo (δ)			
δ_0	δ_L	δ_S	
19,0114*	1,0000*	1,0000*	
Preços de Risco (λ)			
	λ_0	L_t	S_t
$\lambda_{L,t}$	-1,9768(0,1563)	-0,0405(0,0036)	1,0694(0,0741)
$\lambda_{S,t}$	13,4697(0,6341)	0,0684(0,0059)	-0,2033(0,0181)
Desvios-Padrão (σ)			
σ_L	1,9086(0,1603)		
σ_S	0,1278(0,0047)		
Erros de Medida (R)			
σ_1^2	0,0198(0,0015)		
σ_2^2	0,0000(0,0000)		
σ_3^2	0,0045(0,0001)		
σ_4^2	0,0115(0,0008)		
σ_6^2	0,0347(0,0027)		
σ_{12}^2	0,8832(0,0785)		

Nota: Desvios-padrão das estimativas entre parênteses.

Os parâmetros com asterisco são mantidos fixos como explicitado no item anterior.

.FIGURA 3.4
Ponderação dos fatores latentes em cada taxa



A adequação do modelo dentro da amostra é muito boa para todas as taxas, como pode ser observado nas Figuras 3.5 e 3.6, com um R^2 ajustado superior a 93% para todas as taxas. A precisão é um pouco menor para as taxas mais longas, essencialmente nos períodos de maior volatilidade. No entanto, como já foi observado em outros estudos,¹⁹ o modelo apresenta pior *performance* para previsões fora da amostra.

Como a utilização de um modelo de curva de juros visa também fornecer boas aproximações para as demais taxas, a Figura 3.7 mostra a adequação do modelo para a taxa de nove meses, que não foi incluída na estimação. Como pode ser observado, o modelo também apresenta uma ótima adequação dentro da amostra para essa taxa, confirmando a boa *performance* do modelo para o caso brasileiro.

FIGURA 3.5
Swap de 1 mês – real versus estimado

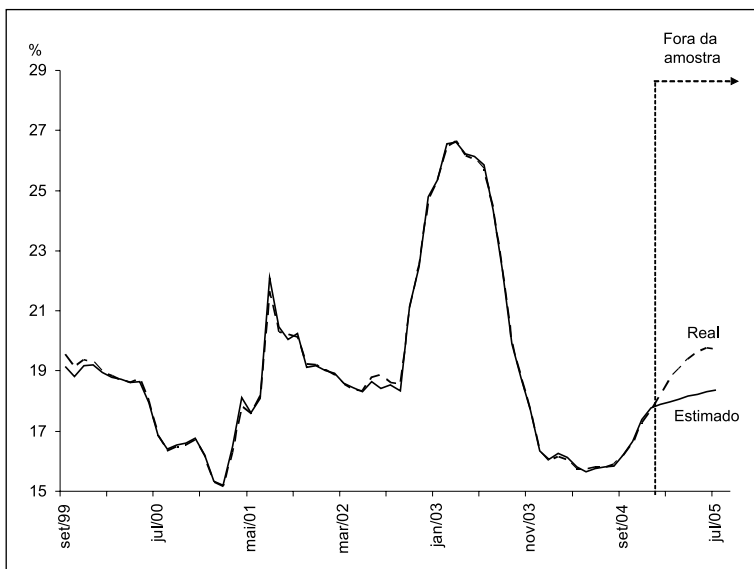


FIGURA 3.6
Swap de 12 meses – real versus estimado

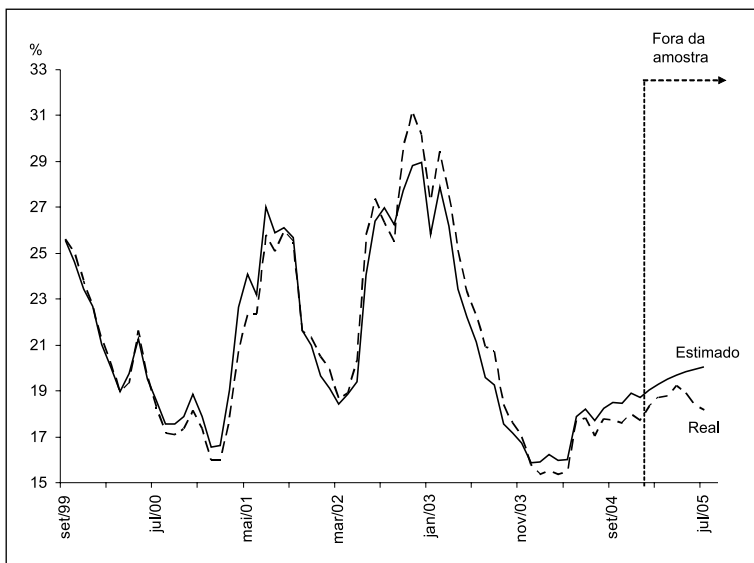
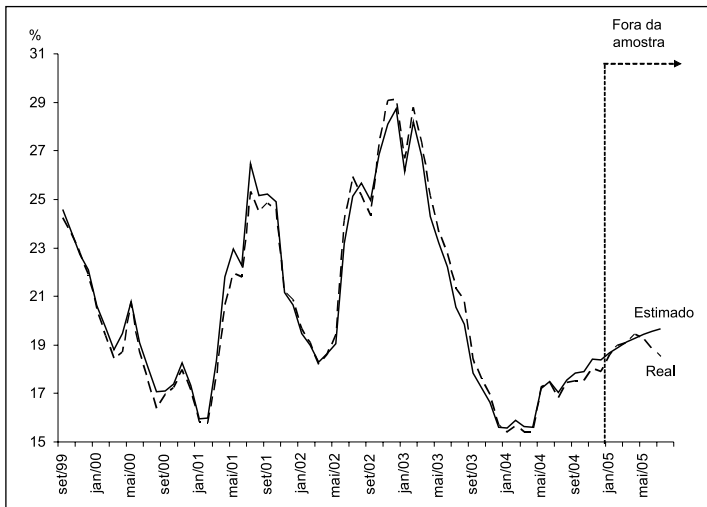


FIGURA 3.7
Swap de 9 meses – real versus estimado



Sendo o modelo gaussiano, é equivalente a um VAR tradicional e pode-se assim calcular funções impulso-resposta (FRIs) e decomposição de variâncias, que fornece a proporção da variância das taxas que pode ser atribuída a cada um dos fatores. A Tabela 3.3 mostra a decomposição de variâncias para horizontes de previsão de 1, 12 e 60 meses.

TABELA 3.3
Decomposição de variâncias

	horizonte (meses)	L	S
$i_t^{(1)}$	1	99,56	0,45
	12	99,57	0,44
	60	99,57	0,43
$i_t^{(2)}$	1	100,00	0,00
	12	100,00	0,00
	60	100,00	0,00
$i_t^{(3)}$	1	99,47	0,53
	12	99,34	0,66
	60	99,30	0,70
$i_t^{(4)}$	1	98,01	1,99
	12	97,28	2,72
	60	97,07	2,93

continua

continuação

	horizonte (meses)	L	S
$i_t^{(6)}$	1	92,66	7,34
	12	88,27	11,73
	60	87,90	12,10
$i_t^{(12)}$	1	64,28	35,72
	12	51,41	48,59
	60	65,91	34,09

O fator de nível domina a decomposição de variâncias para as taxas até seis meses. Já para a taxa de 12 meses, tem-se maior proporção da variação decorrente do fator inclinação, especialmente em horizontes intermediários.

Pode-se concluir que o modelo consegue uma ótima aproximação para a estrutura a termo da taxa de juros brasileira, com exceção dos períodos de grande volatilidade. No entanto, apesar de sua ótima *performance* dentro da amostra, o modelo não apresenta a mesma precisão para a previsão das taxas fora da amostra. Uma potencial solução para essas questões seria a utilização de uma especificação estocástica para a volatilidade [Balduzzi et al (1996)]. No entanto, modelos com volatilidade estocástica devem respeitar restrições adicionais de admissibilidade, já que os fatores determinantes da volatilidade entram sob a forma de raízes quadradas e assim têm de ser positivos, como mostrado em Dai e Singleton (2000). Outro fator limitante é a grande dificuldade de estimação desses modelos, ainda mais considerando a pequena quantidade de dados disponíveis no caso brasileiro. Além disso, Duffee (2002) mostra que esses modelos apresentam resultados de previsão fora da amostra piores que o modelo gaussiano para a curva americana. Portanto, não fica claro qual seria o resultado para o caso brasileiro.

Uma alternativa a essa solução é a utilização de variáveis macroeconômicas como fatores adicionais no modelo. No Capítulo 2, foi possível observar que os períodos de grande volatilidade das taxas coincidem com grande volatilidade de variáveis macroeconômicas. Além disso, em decorrência da presença de conteúdo informacional sobre nível de atividade econômica futura na estrutura a termo da taxa de juros, é intuitivo imaginar que a adição de variáveis macroeconômicas poderia melhorar seu poder de previsão. Por outro lado, acreditando que uma regra de Taylor é uma boa aproximação para a forma de atuação do Banco Central, essa intuição fica ainda mais clara para a taxa de curto prazo. Como pode ser visto em Ang et al. (2005), uma especificação afim para a estrutura a termo da taxa de juros é condizente com qualquer especificação da regra de Taylor (padrão, *backward* e *forward-looking*). Dessa forma, serão incluídas agora algumas variáveis para sumarizar o ambiente macroeconômico e verificar a *performance* desse modelo completo com relação ao modelo somente com variáveis latentes, tanto dentro quanto fora da amostra.

3.3 Modelo completo

3.3.1 Seleção das variáveis macroeconômicas e dinâmica das variáveis de estado

Desde o trabalho seminal de Taylor (1993), uma série de estudos tem utilizado alguma variante da regra de Taylor para representar a atuação do Banco Central na determinação da taxa de curto prazo. Em um regime de metas de inflação em pequena economia aberta, a função de reação do Banco Central pode ser representada como:

$$i_t = r^* + \pi_t^* + \alpha_\pi (E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_y y_t + \alpha_{\Delta e} \Delta e_t + u_t \quad (3-29)$$

onde i_t é a taxa de curto prazo, r^* é a taxa de juros real (potencialmente variante no tempo), $E_t \pi_t$ é a expectativa de inflação, π_t^* é a meta de inflação, y_t é o hiato do produto, Δe_t é a variação da taxa de câmbio nominal e u_t representa choques de política monetária. Nesse caso, a autoridade monetária determina a taxa de curto prazo em seu valor de longo prazo adicionado de ajustes cíclicos, relacionados a desvios da expectativa de inflação com relação à meta, variações do hiato do produto e movimentos da taxa de câmbio.²⁰ Além disso, como pode ser visto em Ang et al. (2005), regras de Taylor *forward-looking* como essas são compatíveis com o modelo afim, já que, após colocar o sistema sob a forma de espaço de estados, as expectativas de inflação podem ser obtidas como função das variáveis correntes.

Por outro lado, em um regime de livre flutuação cambial, a paridade descoberta da taxa de juros caracteriza a relação entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional:

$$i_t = i_t^* + E_t(\Delta e_{t+1}) + x_t$$

onde i_t^* é a taxa de juros internacional e x_t é o prêmio de risco ou risco-país. Assim, tem-se como variáveis potenciais para o modelo π_t^* , π_t , y_t , Δe_t , i_t^* e x_t . No entanto, torna-se impossível incluir mais de três variáveis endógenas no modelo sem prejudicar a qualidade da estimação graças ao aumento da dimensão do modelo e da pequena amostra disponível. Além disso, em decorrência do processo de construção de credibilidade da autoridade monetária no Brasil recente, a meta de inflação percebida pelos agentes pode ser diferente do centro da meta determinado pelo Banco Central.²¹ Finalmente, o risco-país não é diretamente observável e também está associado aos fundamentos macroeconômicos. Sendo assim, decidiu-se incluir como variáveis macroeconômicas aquelas responsáveis pelo ajuste cíclico da taxa de curto prazo:

$$X_t^o = (y_t \quad \pi_t \quad \Delta e_t)'$$

Para captar as variações do nível de longo prazo da taxa de juros, os choques de política monetária e a variação dos fatores externos, é preciso incluir também dois fatores latentes, $X_t^u = (L_t \ S_t)$.²² Assim, o modelo completo consiste de três fatores macro e dois fatores latentes.

A seleção do número de defasagens é uma questão delicada. Ao mesmo tempo que a inclusão de um número maior de defasagens é condizente com uma caracterização mais realista do mecanismo de transmissão de política monetária (como pode ser visto no Capítulo 2), pode prejudicar a precisão da estimação dos coeficientes, especialmente em ocasiões em que o tamanho da amostra é pequeno, como é o caso brasileiro. Ao estimar um VAR com taxas no mesmo estilo de Evans e Marshall (1998 e 2001), a inclusão de duas defasagens parece acomodar melhor esse *trade-off*.²³

Dessa forma, especificamos o vetor de estados $X_t = (X_t^o, X_t^u) = (y_t \ \pi_t \ \Delta e_t \ L_t \ S_t)$ como um processo gaussiano VAR(2):

$$X_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \Theta u_t \quad (3-30)$$

com $u_t \sim IIDN(0, I_5)$.

Definindo $F_t = (X_t \ X_{t-1})$, pode-se reescrever a dinâmica na forma compacta de um VAR gaussiano de primeira ordem:

$$F_t = \Phi_0 + \Phi F_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t \quad (3-31)$$

onde

$$\begin{aligned} \Sigma &= \begin{bmatrix} \Theta & \mathbf{0}_{5 \times 5} \\ \mathbf{0}_{5 \times 5} & \mathbf{0}_{5 \times 5} \end{bmatrix} \\ \Phi_0 &= \begin{pmatrix} \phi_0' & \mathbf{0}_{1 \times 5} \end{pmatrix}' \\ \Phi &= \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 \\ \mathbf{I}_{5 \times 5} & \mathbf{0}_{5 \times 5} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

3.3.2 Estimação do modelo

Utiliza-se novamente máxima verossimilhança baseada no filtro de Kalman. Adicionalmente às vantagens relacionados na estimação do modelo só com variáveis latentes, essa abordagem permite maior flexibilidade na especificação do modelo com relação à abordagem tradicional de Chen e Scott (1993), que obrigaria a fazer hipóteses extremamente restritivas para conseguir estimar o modelo. Ang e Piazzesi (2003), por exemplo, assumem que a dinâmica macroeconômica é independente das variáveis latentes, enquanto Rudebusch e Wu (2005) definem valores arbitrários do prêmio de risco como nulos. Por outro lado, a estimação de modelos de maior dimensão e altamente não-lineares como a utilizada aqui por

intermédio do filtro de Kalman se torna especialmente sensível às condições iniciais, sendo necessário cuidado redobrado para garantir que não se está utilizando um mínimo local da função de verossimilhança.²⁴

As taxas utilizadas para construir o filtro de Kalman, da mesma forma que no modelo do item anterior, são as taxas de 1 mês, 2 meses, 3 meses, 4 meses, 6 meses e 12 meses. Dessa forma, as variáveis observáveis podem ser agrupadas no vetor

$$Z_t \equiv \begin{bmatrix} i_t^{(1)} \\ i_t^{(2)} \\ i_t^{(3)} \\ i_t^{(4)} \\ i_t^{(6)} \\ i_t^{(12)} \\ y_t \\ \pi_t \\ \Delta e_t \\ y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \Delta e_{t-1} \end{bmatrix}$$

A equação de medição pode ser escrita novamente como:

$$Z_t = G' + H' F_t + v_t \quad (3-32)$$

onde agora tem-se que:

$$G = [a_1 \quad a_2 \quad a_3 \quad a_4 \quad a_6 \quad a_{12} \quad 0_{1 \times 6}]$$

$$H' = \begin{bmatrix} b_1^{(1)} & b_2^{(1)} & b_3^{(1)} & b_4^{(1)} & b_5^{(1)} & b_6^{(1)} & b_7^{(1)} & b_8^{(1)} & b_9^{(1)} & b_{10}^{(1)} \\ b_1^{(2)} & b_2^{(2)} & b_3^{(2)} & b_4^{(2)} & b_5^{(2)} & b_6^{(2)} & b_7^{(2)} & b_8^{(2)} & b_9^{(2)} & b_{10}^{(2)} \\ b_1^{(3)} & b_2^{(3)} & b_3^{(3)} & b_4^{(3)} & b_5^{(3)} & b_6^{(3)} & b_7^{(3)} & b_8^{(3)} & b_9^{(3)} & b_{10}^{(3)} \\ b_1^{(4)} & b_2^{(4)} & b_3^{(4)} & b_4^{(4)} & b_5^{(4)} & b_6^{(4)} & b_7^{(4)} & b_8^{(4)} & b_9^{(4)} & b_{10}^{(4)} \\ b_1^{(6)} & b_2^{(6)} & b_3^{(6)} & b_4^{(6)} & b_5^{(6)} & b_6^{(6)} & b_7^{(6)} & b_8^{(6)} & b_9^{(6)} & b_{10}^{(6)} \\ b_1^{(12)} & b_2^{(12)} & b_3^{(12)} & b_4^{(12)} & b_5^{(12)} & b_6^{(12)} & b_7^{(12)} & b_8^{(12)} & b_9^{(12)} & b_{10}^{(12)} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Assume-se que os erros de medida v_t são i.i.d., com distribuição multivariada normal de média zero e matriz de co-variância R . Adicionalmente, assume-se que as variáveis de estado observáveis não contêm erros de medida, e assim os últimos seis elementos de v_t são nulos e R é identicamente nula com exceção da submatriz 6×6 esquerda-superior, que representa a matriz de co-variância dos erros de medida nas taxas observáveis e é uma matriz diagonal. Utilizando-se o mesmo procedimento de filtragem do item anterior, podem-se obter os parâmetros relevantes para descrever a dinâmica do sistema, a taxa de curto prazo e os preços de risco de mercado, além de uma série temporal para os fatores latentes.

Para tornar o modelo mais tratável e motivados por regressões irrestritas utilizando os fatores latentes obtidos no modelo acima, restringe-se A_n e B_n e os preços de risco a dependerem apenas de X_t . Tecnicamente, essa restrição é obtida impondo que a taxa de curto prazo tenha pesos diferentes de zero somente nas variáveis contemporâneas e que a dinâmica de F_t seja um VAR(1) sob a medida neutra-risco. Além disso, pode-se, sem perda de generalidade, utilizar variáveis de estado com média nula e assim tem-se que $\Phi_0 = 0$.²⁵

É preciso também realizar algumas normalizações para obter um estimador não-viesado das variáveis latentes L_t e S_t por meio do filtro de Kalman. Para isso, fixa-se novamente δ_0 como a média incondicional da taxa de um mês e se utilizam pesos unitários nos fatores latentes. Tem-se agora, portanto, como equação da taxa de curto prazo:

$$i_t^{(1)} = \delta_0 + \delta_1' F_t = 19,0114 + \delta_\gamma * \gamma_t + \delta_\pi * \pi_t + \delta_{\Delta e} * \Delta e + L_t + S_t \quad (3-33)$$

Além disso, como a autoridade monetária brasileira no período segue um regime de metas de inflação com uma regra de política monetária *forward-looking*, é necessário realizar algumas normalizações adicionais. Como pode ser visto em Ang et al. (2005), para esse tipo de regra de política monetária, alguns parâmetros associados ao horizonte de previsão não estão identificados. Para identificá-los, é preciso impor a hipótese de identificação adicional de ausência de correlação condicional entre os fatores latentes e macroeconômicos. Finalmente, seguindo a estratégia do item anterior, impõe-se ausência de correlação entre as variáveis latentes.

3.3.3 Principais resultados

As Tabelas 3.4 e 3.5 mostram os resultados da estimação. Todos os parâmetros encontrados são altamente significativos²⁶ e os desvios-padrão dos erros de medida para as taxas de 1, 2, 3, 4, 6 e 12 meses são, respectivamente, 18, 0, 10, 10, 0 e 50 *basis points*.

TABELA 3.4

Parâmetros estimados – Dinâmica dos fatores – Modelo completo

Dinâmica dos Fatores (ϕ_1)					
	y_{t-1}	π_{t-1}	Δe_{t-1}	L_{t-1}	S_{t-1}
y_t	0,7044 (0,0215)	-0,6765 (0,0206)	0,0040 (0,0001)	-0,0292 (0,0009)	1,5059 (0,0384)
π_t	0,0729 (0,0023)	0,4874 (0,0152)	0,0315 (0,0010)	0,0740 (0,0024)	1,1116 (0,0311)
Δe_t	-0,6771 (0,0203)	0,2068 (0,0066)	0,3452 (0,0110)	-0,8599 (0,0250)	-6,4580 (0,0601)
L_t	-0,0062 (0,0002)	-0,0188 (0,0006)	0,0364 (0,0012)	1,0103 (0,0140)	1,6570 (0,0405)
S_t	0,0006 (0,0000)	-0,0170 (0,0005)	-0,0236 (0,0007)	-0,0282 (0,0009)	0,8519 (0,0253)
Dinâmica dos Fatores (ϕ_2)					
	y_{t-2}	π_{t-2}	Δe_{t-2}	L_{t-1}	S_{t-1}
y_t	-0,0945 (0,0030)	-0,0037 (0,0001)	0,0521 (0,0017)	-0,2366 (0,0076)	-1,2406 (0,0337)
π_t	-0,0534 (0,0017)	-0,0314 (0,0010)	0,0433 (0,0014)	-0,0394 (0,0013)	-1,1321 (0,0315)
Δe_t	0,5930 (0,0183)	-0,7098 (0,0215)	-0,0753 (0,0024)	0,5666 (0,0175)	4,8207 (0,0582)
L_t	0,0450 (0,0014)	0,4345 (0,0137)	0,0697 (0,0022)	-0,1005 (0,0032)	-2,3086 (0,0480)
S_t	0,0105 (0,0003)	-0,0101 (0,0003)	-0,0006 (0,0000)	0,0382 (0,0012)	-0,1244 (0,0040)
Decomposição de Cholesky da Matriz de Co-variância (Θ)					
	y_t	π_t	Δe_t	L_t	S_t
y_t	1,2786 (0,0409)	0*	0*	0*	0*
π_t	0,0440 (0,0014)	0,3392 (0,0094)	0*	0*	0*
Δe_t	0,0223 (0,0007)	-0,1376 (0,0044)	1,7605 (0,0537)	0*	0*
L_t	0*	0*	0*	0,7567 (0,0232)	0*
S_t	0*	0*	0*	0*	0,0765 (0,0014)

Nota: Desvios-padrão das estimativas entre parênteses.

Os parâmetros com asterisco são mantidos fixos como explicitado no item anterior.

TABELA 3.5

Parâmetros estimados – Preços de risco – Modelo completo

Parâmetros da Taxa de Curto prazo (δ)					
δ_0	δ_y	δ_π	$\delta_{\Delta e}$	δ_L	δ_s
19,0114*	-0,0129 (0,0000)	-0,1145 (0,0102)	0,0355 (0,0000)	1,0000*	1,0000*
Matriz de Risco (λ)					
	y_t	π_t	Δe_t	L_t	S_t
$\lambda_{y,t}$	0,4044 (0,0129)	2,7682 (0,0513)	-0,2353 (0,0075)	1,6523 (0,0404)	6,0230 (0,0597)
$\lambda_{\pi,t}$	0,5297 (0,0165)	0,2510 (0,0080)	0,0463 (0,0015)	0,9248 (0,0268)	4,0563 (0,0566)
$\lambda_{\Delta e,t}$	0,7975 (0,0226)	-1,2714 (0,0340)	-1,1561 (0,0318)	0,0673 (0,0022)	8,7186 (0,0612)
$\lambda_{L,t}$	-0,1413 (0,0044)	0,1407 (0,0045)	0,0595 (0,0020)	-0,0406 (0,0013)	4,2363 (0,0565)
$\lambda_{S,t}$	0,6496 (0,0193)	-0,7251 (0,0218)	-0,8201 (0,0243)	-0,1783 (0,0057)	7,1741 (0,0605)
Preços de Risco (λ_0)		Erros de Medida (R)			
$\lambda_{y,t}$	7,2835 (0,0606)	σ_1^2	0,0316 (0,0005)		
$\lambda_{\pi,t}$	-12,3730 (0,0620)	σ_2^2	0,0000 (0,0000)		
$\lambda_{\Delta e,t}$	-5,8443 (0,0595)	σ_3^2	0,0097 (0,0001)		
$\lambda_{L,t}$	-0,8252 (0,0245)	σ_4^2	0,0103 (0,0001)		
$\lambda_{S,t}$	-1,7859 (0,0424)	σ_6^2	0,0000 (0,0000)		
		σ_{12}^2	0,2453 (0,0064)		

Nota: Desvios-padrão das estimativas entre parênteses.

Os parâmetros com asterisco são mantidos fixos como explicitado no item anterior.

As Figuras 3.8 e 3.9 mostram os pesos b_n correspondentes a cada fator e a cada maturidade, que representam a resposta inicial a choques nessas variáveis de cada taxa. Novamente, como já era esperado, os fatores latentes representam claramente um fator de nível e outro de inclinação, enquanto o impacto das variáveis macroeconômicas é crescente em módulo com a maturidade.

FIGURA 3.8
Ponderação dos fatores latentes nas taxas

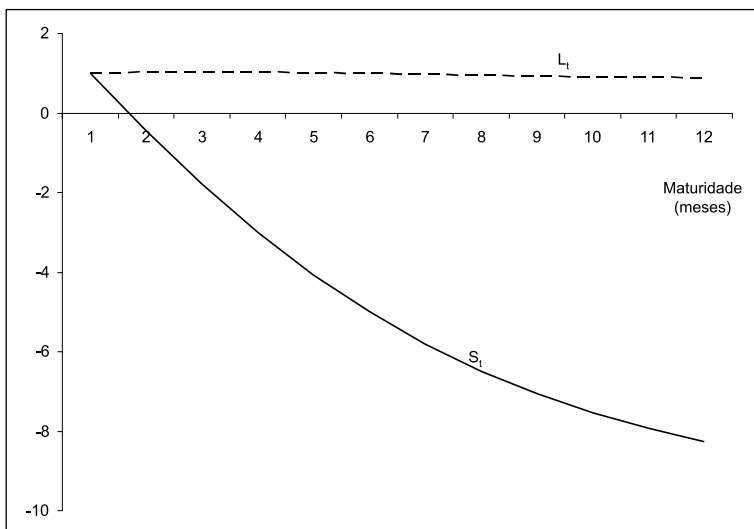
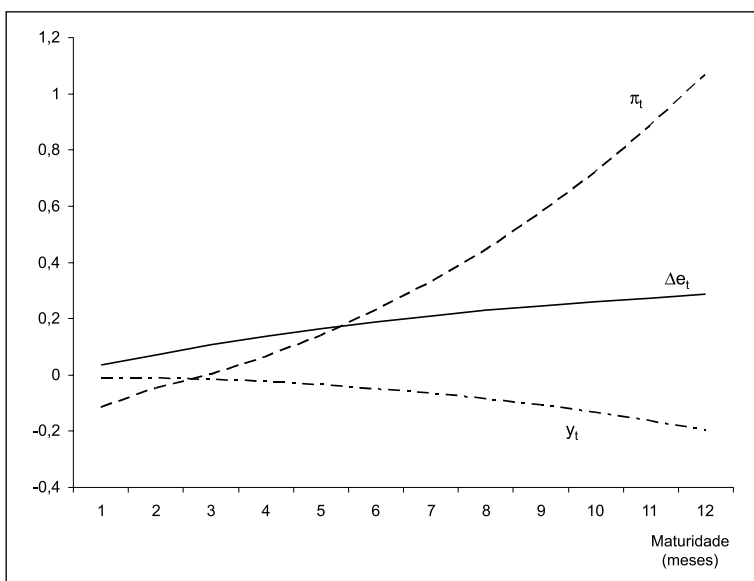


FIGURA 3.9
Ponderação dos fatores macroeconômicos nas taxas



Pode-se interpretar essas respostas iniciais como a presença de uma certa inércia na taxa de inflação, que faz com que um choque inflacionário hoje aumente as taxas de longo prazo em virtude do aumento das expectativas de inflação futura. Além disso, representam as defasagens do *pass-through* das variações cambiais para a inflação, o que também leva a um maior aumento nas taxas de maior maturidade. Finalmente, a relação crescentemente negativa com o hiato do produto está relacionada com os períodos de crise, onde se tem ao mesmo tempo uma queda no hiato do produto e um aumento na inclinação da curva de juros.

Repetindo os resultados de estudos anteriores, os fatores latentes no modelo só com variáveis latentes e no modelo completo são semelhantes, com correlação de 0,99 e 0,92, respectivamente, para o nível e inclinação, como pode ser visto nas Figuras 3.10 e 3.11. Além disso, o fator de inclinação é menos volátil no modelo completo, já que parte da resposta às crises agora está sendo captada pelas variáveis macroeconômicas.

A adequação do modelo dentro da amostra é novamente muito boa para todas as taxas, como pode ser observado nas Figuras 3.12 e 3.13, melhorando a adequação das taxas mais longas com relação ao modelo somente com as variáveis latentes e com um R^2 ajustado superior a 97% para todas as taxas.

FIGURA 3.10
Fator de nível nos modelos

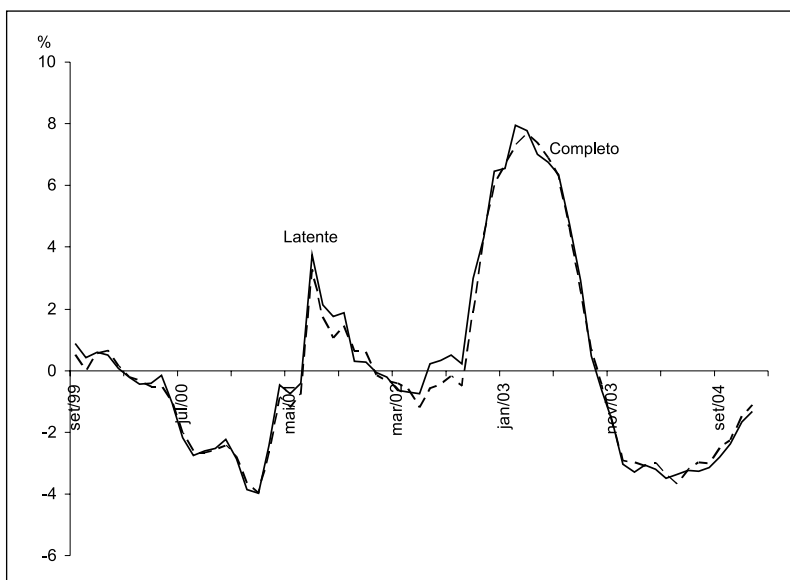


FIGURA 3.11
Fator de inclinação nos modelos

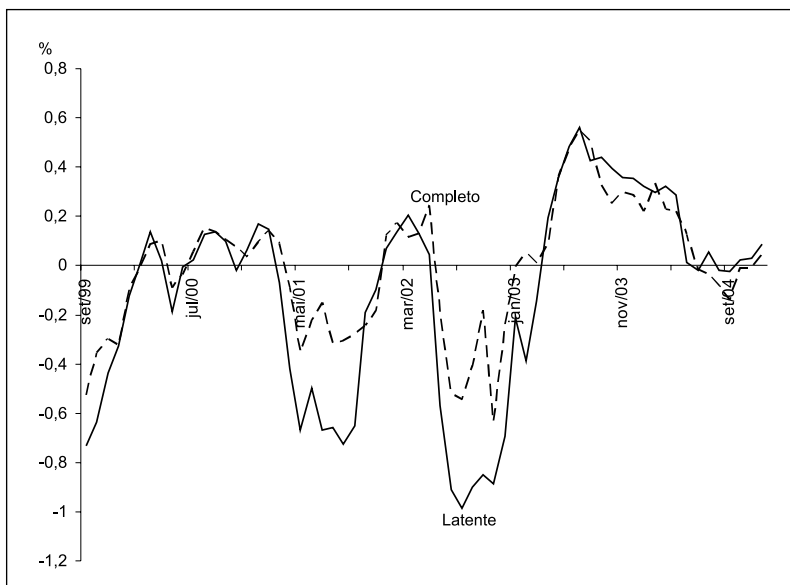


FIGURA 3.12
Swap de 1 mês – Comparação dos modelos

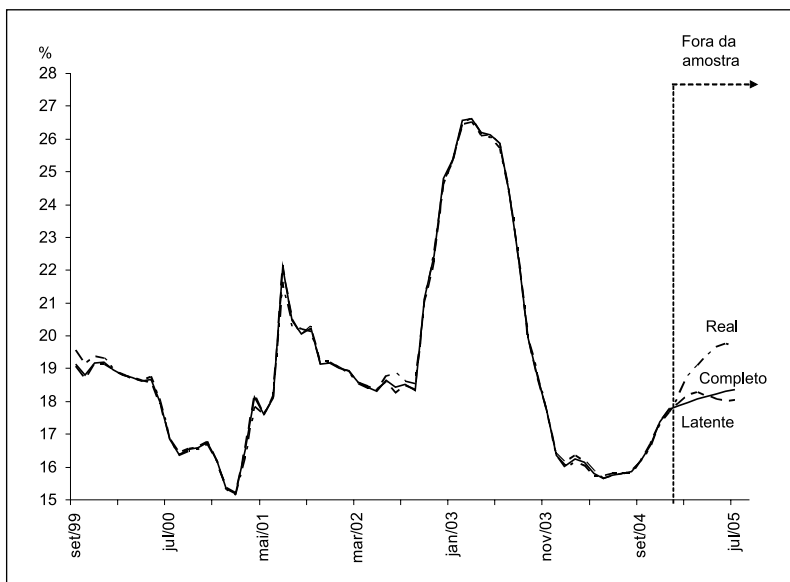
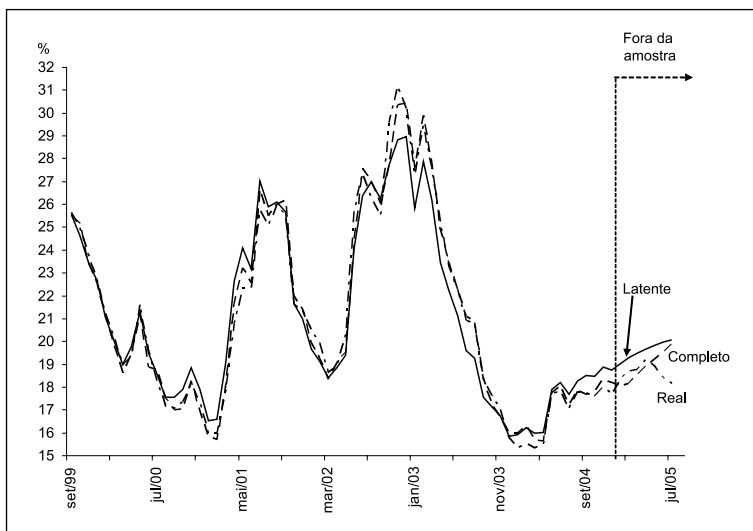
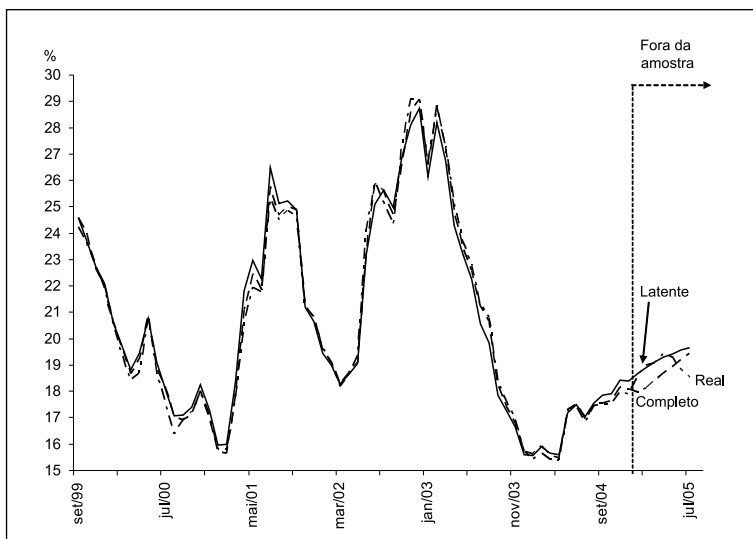


FIGURA 3.13
Swap de 12 meses – Comparação dos modelos



Conseguiu-se, novamente, obter uma boa aproximação para taxas não-incluídas na estimação, como pode ser observado na Figura 3.14, que mostra os valores estimados para a taxa de nove meses.

FIGURA 3.14
Swap de 9 meses – Comparação dos modelos



Comparou-se também a *performance* de previsão fora da amostra dos dois modelos e de um *random-walk* para diferentes períodos à frente, utilizando a métrica RMSE.²⁷ A Tabela 3.6 mostra os resultados dessa comparação.

TABELA 3.6
Poder de previsão (RMSE)

	horizonte (meses)	<i>RW</i>	<i>Latente</i>	<i>Completo</i>
$\dot{i}_t^{(1)}$	1	0,52	0,31	0,23
	3	1,08	0,76	0,58
	6	1,57	1,12	1,16
$\dot{i}_t^{(2)}$	1	0,58	0,44	0,46
	3	1,08	0,80	0,74
	6	1,52	1,07	1,17
$\dot{i}_t^{(3)}$	1	0,59	0,46	0,58
	3	1,06	0,77	0,83
	6	1,46	0,98	1,13
$\dot{i}_t^{(4)}$	1	0,62	0,44	0,67
	3	1,07	0,69	0,89
	6	1,41	0,83	1,06
$\dot{i}_t^{(6)}$	1	0,65	0,26	0,71
	3	1,06	0,45	0,90
	6	1,31	0,48	0,89
$\dot{i}_t^{(12)}$	1	0,62	0,72	0,26
	3	0,93	0,68	0,36
	6	1,07	0,90	0,56

Ambos os modelos têm um poder de previsão melhor do que um *random-walk*²⁸ para quase todas as taxas e horizontes. O modelo completo apresenta melhor *performance* para as taxas de 1 e 12 meses, enquanto o modelo só com variáveis latentes vence os demais para as taxas intermediárias. Assim, não se pode afirmar de forma clara qual modelo é melhor para previsões da curva como um todo fora da amostra.

O modelo completo também é capaz de representar diferentes formatos da curva de juros, conseguindo uma boa aproximação mesmo em casos de grande inclinação, como pode ser observado nas Figuras 3.15 a 3.17, que mostram as curvas implícitas pelo modelo e as reais em meses selecionados.

FIGURA 3.15
Curva de juros – julho de 2002

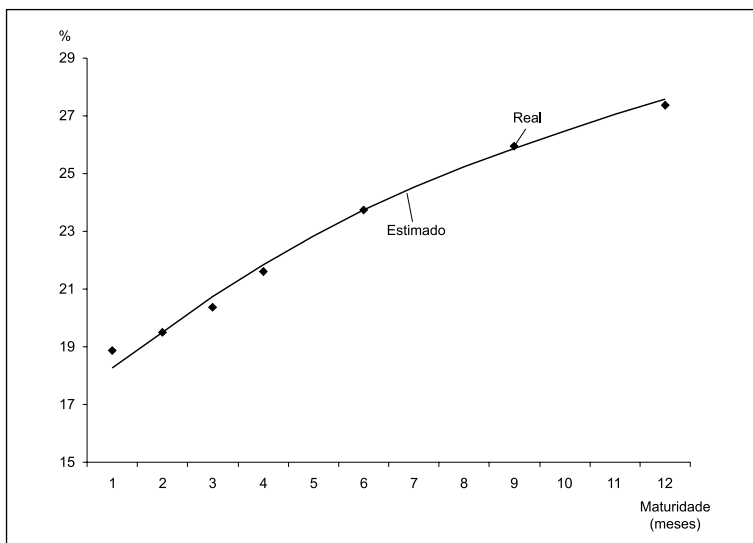


FIGURA 3.16
Curva de juros – março de 2000

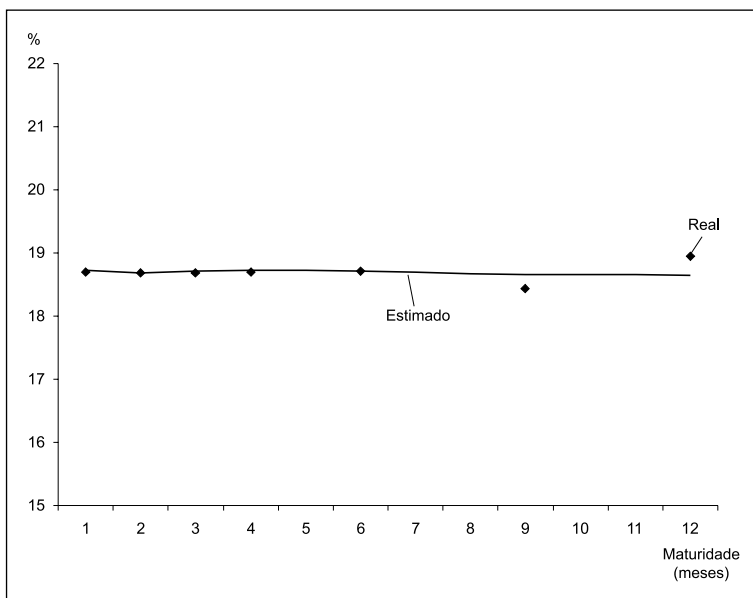
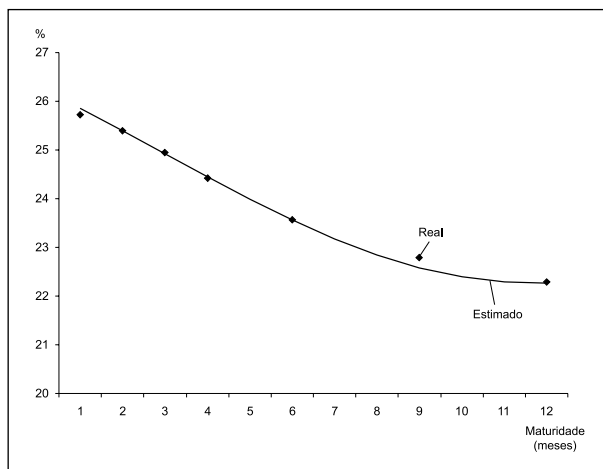


FIGURA 3.17
Curva de juros – junho de 2003



Novamente, pode-se interpretar o modelo como um VAR gaussiano e assim computar funções impulso-resposta e decomposição de variâncias. O cálculo das funções impulso-resposta e da decomposição de variâncias é baseado na decomposição de Cholesky da matriz de co-variância das inovações das variáveis de estado (Σ) na ordem (y_t π_t Δe_t L_t S_t). Os resultados das respostas impulsivas podem ser observados nas Figuras 3.18 a 3.20, nas quais se apresenta o efeito dos choques macroeconômicos nas taxas.

FIGURA 3.18
Impacto de choques de inflação nas taxas

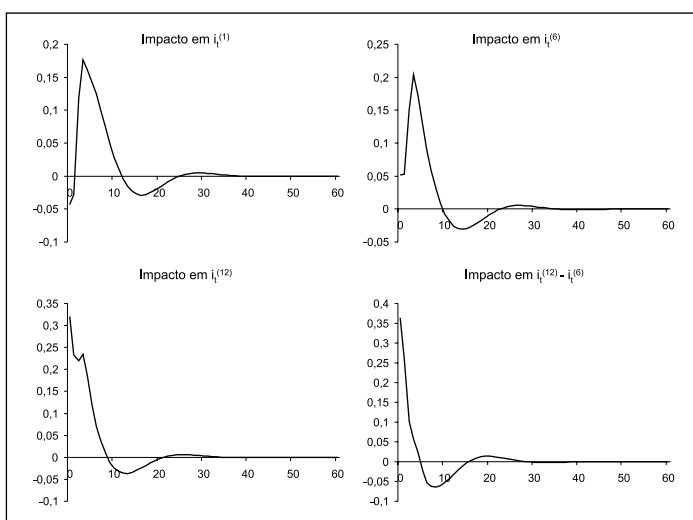


FIGURA 3.19
Impactos de choques cambiais nas taxas

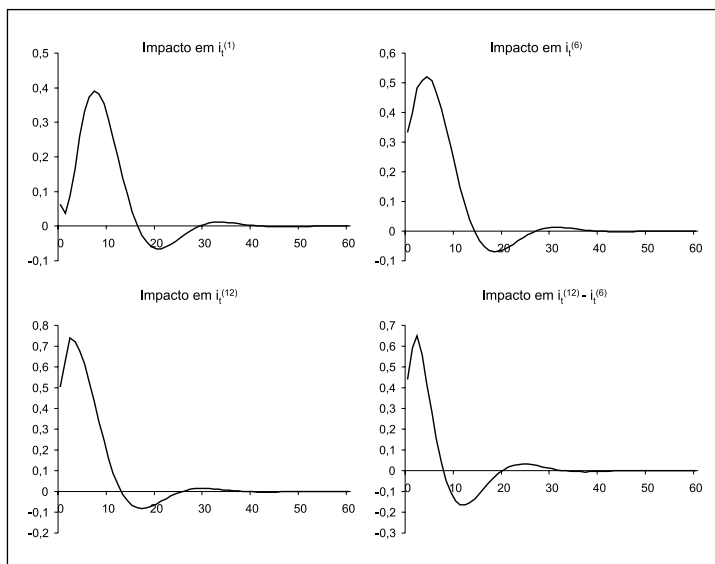
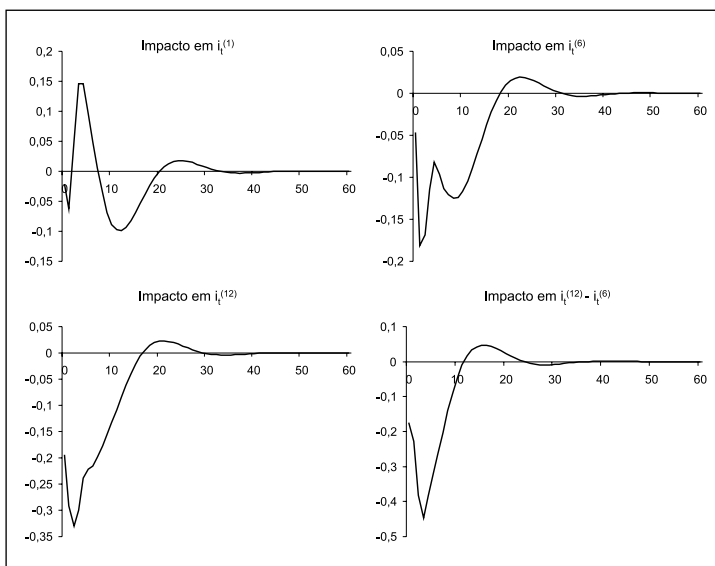


FIGURA 3.20
Impacto de choques de produto nas taxas



Os resultados obtidos com relação a choques cambiais e na inflação estão dentro do esperado, com uma desvalorização cambial ou uma surpresa inflacionária levando a um aumento nas taxas de qualquer maturidade. Já o efeito dos choques no hiato do produto leva a uma pequena redução inicial para um posterior aumento da taxa de um mês, enquanto a redução na taxa de 12 meses é mais persistente. Esse efeito na taxa de 12 meses é resultado da resposta das variáveis a crises externas, na qual há ao mesmo tempo depreciações cambiais e reduções no hiato do produto. Assim, um aumento no hiato do produto é relacionado com apreciações cambiais e, conseqüentemente, com reduções nas taxas longas decorrentes de menores expectativas inflacionárias no futuro. Finalmente, o *spread* apresenta resultados dentro do esperado, com uma redução após choques de inflação (após um breve aumento inicial) e produto e aumento após choques cambiais, decorrentes de maior expectativa de inflação futura. O choque de um desvio-padrão tanto na inflação quanto no produto tem efeitos absolutos bem menores que os choques cambiais, o que é condizente com a percepção da alta vulnerabilidade externa da economia brasileira no período estudado. Além de serem coerentes com o mecanismo tradicional de transmissão da política monetária, esses resultados podem evidenciar respostas concomitantes das variáveis macroeconômicas e da curva de juros às crises externas sofridas pelo país no período.²⁹

Pode-se também decompor a variância dos erros de previsão decorrentes dos diferentes tipos de choque. A Tabela 3.7 mostra a decomposição de variâncias para horizontes de previsão de 1, 12 e 60 meses.

TABELA 3.7
Decomposição de variâncias

	horizonte (meses)	Y	π	Δe	L	S
$i_t^{(1)}$	1	0,39	0,24	0,47	96,01	2,88
	12	2,21	3,01	22,93	61,46	10,39
	60	2,72	2,99	23,15	60,15	10,98
$i_t^{(2)}$	1	0,60	0,07	2,63	96,30	0,40
	12	1,56	2,94	26,25	58,66	10,58
	60	2,03	2,94	26,25	57,76	11,02
$i_t^{(3)}$	1	0,97	0,02	5,95	91,51	1,55
	12	1,52	2,83	29,60	53,89	12,16
	60	1,90	2,84	29,46	53,37	12,42
$i_t^{(4)}$	1	1,35	0,02	9,56	84,19	4,89
	12	1,94	2,68	32,57	48,26	14,56
	60	2,23	2,70	32,37	48,03	14,67

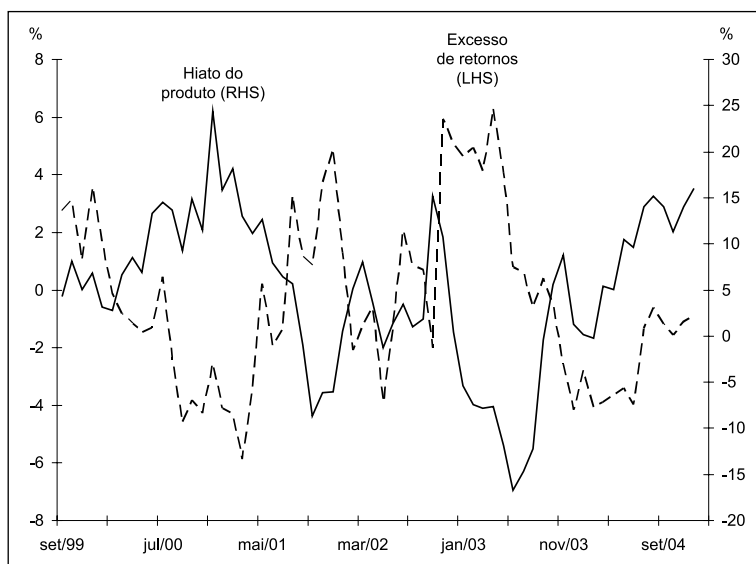
continua

	horizonte (meses)	Y	π	Δe	L	S
$i_t^{(6)}$	1	2,08	0,32	15,98	68,37	13,25
	12	3,48	2,46	36,89	37,40	19,77
	60	3,64	2,49	36,68	37,48	19,71
$i_t^{(12)}$	1	4,78	6,08	25,21	38,83	25,10
	12	7,78	4,09	41,44	20,09	26,60
	60	7,78	4,09	41,34	20,33	26,47

Uma série de conclusões pode ser obtida dessa decomposição. Em geral, a variância decorrente dos fatores macroeconômicos é maior para taxas mais longas, ao contrário do que ocorre para as taxas americanas.³⁰ Além disso, mesmo para as taxas de 12 meses, nas quais se obtém o maior poder explicativo para as variáveis macroeconômicas, os resultados são menos significativos,³¹ evidenciando a necessidade da utilização de maior quantidade de variáveis para caracterizar a dinâmica das taxas em uma economia emergente. O fator macroeconômico que explica a maior parcela das variações é a variação do câmbio nominal, que pode estar representando tanto variações na expectativa de inflação futura (decorrente do *pass-through* de desvalorizações cambiais para a inflação) quanto variações no prêmio de risco externo (o chamado risco-país). Para o horizonte de previsão de um mês, as variáveis macroeconômicas explicam em média em torno de 13% da variância, enquanto para horizontes mais longos explicam em média em torno de 38%. Finalmente, a proporção de variância explicada pelo fator de nível decresce com a maturidade, enquanto a explicada pelo fator de inclinação aumenta com a maturidade.

Pode-se também observar a evolução do excesso de retornos esperados (ou prêmio a termo) implícito pelo modelo para diferentes maturidades. A Figura 3.21 mostra uma comparação do excesso de retornos esperado para a taxa de 12 meses com o hiato do produto.

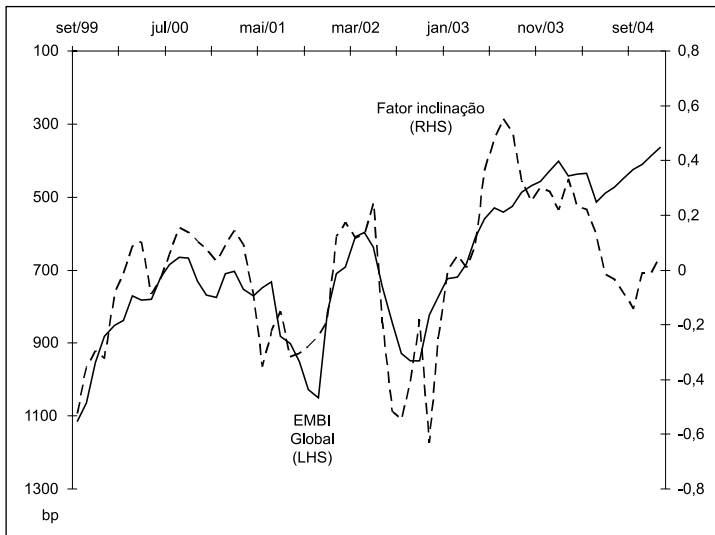
FIGURA 3.21

Excesso de retornos esperado do swap de 12 meses e hiato do produto

Pode-se verificar que, em geral, o prêmio a termo é anticíclico. Esse resultado já era esperado, já que os agentes requerem uma compensação maior para poupar em períodos de recessão (que é o caso quando o hiato do produto é menor), pois têm o desejo de suavizar o consumo durante toda a vida.

Finalmente, dada a grande parcela da variação das taxas associada aos fatores latentes, é necessário verificar quais variáveis adicionais poderiam potencialmente explicar esses fatores. Como pode ser observado em Megale (2003), o prêmio de risco presente na paridade descoberta da taxa de juros, além de depender dos fundamentos macroeconômicos (que aqui podem ser representados pelo hiato do produto, inflação corrente e variação cambial), depende também da aversão ao risco dos investidores internacionais. Assim, o fator de inclinação deveria estar relacionado com essa variável. De fato, como pode ser observado na Figura 3.22, o fator de inclinação tem uma dinâmica muito similar ao índice EMBI Global do JP Morgan, que pode ser utilizado como *proxy* para a aversão ao risco global,³² especialmente até maio de 2004, com uma correlação de 0,70 no período todo (0,83 até maio de 2004). Nesse período, somente durante a crise eleitoral de 2002 e em meados de 2003, há um grande deslocamento do fator de inclinação com relação ao EMBI Global.

FIGURA 3.22
Fator de inclinação e EMBI Global

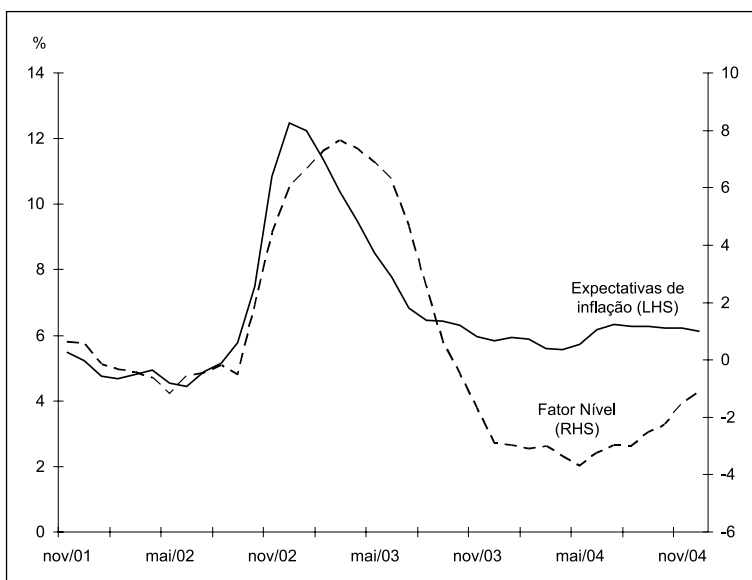


Por outro lado, o fator de nível está intimamente relacionado com a média das taxas. Assim, pode-se supor que esteja capturando variações na parcela da taxa de juros relacionada ao seu nível de longo prazo, ou seja, à taxa de juros real e à meta implícita de inflação percebida pelos agentes (ou às expectativas de inflação 12 meses à frente). Para o período estudado, é razoável supor que a dinâmica do nível de longo prazo da taxa de juros seja dominada pela variação das expectativas de inflação, já que a taxa de juros real pode ser considerada praticamente constante em curtos períodos de tempo. De fato, como se pode observar na Figura 3.23, a dinâmica do fator de nível está muito relacionada às expectativas de inflação,³³ apresentando correlação de 0,79. A queda mais pronunciada do fator de nível no segundo semestre de 2003 é decorrente do afrouxamento da política monetária e pode-se explicar esse resultado pela presença de um choque de política monetária (nesse caso, negativo).

Pode-se concluir, portanto, que, mesmo com todas as questões ligadas ao mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil, a dinâmica da curva de juros é bastante influenciada pelo ambiente macroeconômico, explicando uma parcela significativa da variação das taxas. Vale ressaltar a importância da inclusão de variáveis relacionadas ao setor externo em uma pequena economia aberta como o Brasil, intuição essa confirmada pela grande proporção da variação das taxas decorrente de variações no câmbio nominal (até 41%). Além disso, a inclusão de variáveis macroeconômicas melhora a adequação do modelo aos dados, especialmente nos períodos de maior volatilidade. Isso indica que essa é uma alternativa robusta a modelos com volatilidade estocástica (que são de difícil estimação) para a modelagem de economias sujeitas a grandes instabilidades e altamente vulneráveis a choques.

FIGURA 3.23

Fator de nível e expectativas de inflação 12 meses adiante



4. Conclusões

O objetivo central deste trabalho foi identificar a relação entre variáveis macroeconômicas e a estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. No Capítulo 1, apresentaram-se a motivação para estudar o caso brasileiro e a evolução da literatura internacional. No Capítulo 2, fez-se uma primeira avaliação dos dados, que indicaram uma forte conexão entre o ambiente macroeconômico e a curva de juros, verificou-se a presença de conteúdo informacional na inclinação da curva de juros com relação a diferentes medidas de nível de atividade futuro e, ainda, avaliaram-se os principais determinantes desse poder de previsão. No Capítulo 3, estimou-se um modelo afim tradicional para o caso brasileiro, verificando sua aplicabilidade ao caso brasileiro e ampliou-se, posteriormente, o modelo para incorporar fatores macroeconômicos referentes ao nível de atividade, inflação e setor externo.

Uma série de conclusões podem ser obtidas. Primeiramente, foi possível verificar que existe um importante conteúdo informacional sobre a atividade econômica futura na estrutura a termo da taxa de juros. A inclinação da curva de juros tem poder de previsão adicional ao de diversas variáveis macroeconômicas como o instrumento de política monetária, o crescimento passado e a taxa de inflação corrente, tanto para a produção industrial quanto para o consumo. Já para o emprego formal, o poder de previsão se reduz consideravelmente com a inclusão das demais variáveis. Além disso, entre os componentes da produção industrial, o conteúdo informacional é crescente com a durabilidade dos bens. Esses resultados são condizentes com a compreensão tradicional do mecanismo de transmissão da política monetária, que atribuiu defasagens no efeito da política monetária sobre o emprego (e, conseqüentemente, sobre os chamados bens-salário). Finalmente, verificou-se que o poder de previsão é decorrente, essencialmente, de expectativas de variações futuras na taxa de curto prazo, não havendo influência relevante do prêmio a termo.

Pode-se concluir também que um modelo afim com dois fatores latentes fornece uma boa aproximação para a estrutura a termo da taxa de juros brasileira com prazos inferiores ou iguais a um ano, com exceção dos períodos de grande

volatilidade.³⁴ Além disso, foi possível observar que a inclusão de variáveis macroeconômicas consegue resolver esse problema, o que corrobora a intuição de que a maior volatilidade das taxas em uma economia emergente é decorrente da maior variabilidade dos fundamentos macroeconômicos.

Outro resultado importante é que, em um contexto de economia emergente, os fundamentos macroeconômicos (representados, nesse caso, pelo hiato do produto, inflação e variação do câmbio nominal) explicam até 53% da variação das taxas. A noção de grande vulnerabilidade externa também é confirmada pelo papel relevante da variação do câmbio nominal, que explica até 41% da variação das taxas. Além disso, a resposta das taxas aos choques macroeconômicos ocorre da forma esperada, com um aumento nas taxas após choques na inflação e câmbio nominal. Finalmente, os fatores latentes de nível e inclinação parecem estar relacionados, respectivamente, com as expectativas de inflação 12 meses adiante e uma medida de aversão ao risco internacional.

Assim, apesar de todas as questões relacionadas à eficácia do mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil (graças a uma baixa proporção de crédito com relação ao PIB e da presença de uma dívida pública alta e fortemente indexada ao instrumento de política monetária, entre outros fatores), a dinâmica da curva de juros se mostrou intimamente ligada ao ambiente macroeconômico, tanto pelas formas tradicionais de transmissão da política monetária quanto pelo efeito que crises externas têm nas variáveis. Esta publicação é um primeiro passo na compreensão dessa dinâmica conjunta. Com a consolidação da estabilização e conseqüente fortalecimento de um mercado de crédito de maior prazo, serão criadas condições para estudos com taxas mais longas, permitindo uma compreensão ainda mais profunda dessa relação, essencial para a condução da política monetária no país.

1. A invalidade da hipótese das expectativas pode ser vista em Tabak e Andrade (2001), Lima e Issler (2003), Brito et al. (2003) e Almeida (2004).
2. Silveira (2005) utiliza um modelo fatorial linear em conjunto com um modelo novo-keynesiano, enquanto Matsumara e Moreira (2005) utilizam a abordagem macrofinanceira para explicar a estrutura a termo do risco soberano.
3. Iniciou-se a análise somente em setembro de 1999, pois a condução da política monetária nos meses de julho e agosto foi contaminada pelos reajustes das tarifas públicas, ainda sofrendo o impacto da desvalorização. Para mais detalhes sobre a condução da política monetária no início do regime de metas de inflação, ver Fachada (2001).
4. Para uma análise detalhada do período, ver Minella et al. (2003).
5. A retirada de uma tendência estimada pelo filtro HP apresenta resultados muito similares.
6. Foram testadas também outras medidas para a inclinação da curva de juros, utilizando como taxa de curto prazo o swap de 30 dias e/ou como taxa de longo prazo o swap de 360 dias. Os resultados obtidos com essas especificações alternativas foram muito semelhantes e assim apresentaram-se somente os resultados do *spread* com maior conteúdo informacional.
7. A superposição de dados afeta a consistência dos erros-padrão OLS, o que impediria a avaliação da significância estatística dos coeficientes sem a adequada correção.
8. Como pode ser observado, por exemplo, em Tabak (2003).
9. Não se realizou nenhuma avaliação do conteúdo informacional da curva de juros adicional às expectativas de inflação futura em virtude do pequeno tamanho da amostra disponível nesse período para o Brasil.
10. Para avaliar se os coeficientes eram estatisticamente diferentes, utilizou-se um teste de Wald cuja hipótese nula era a de que os coeficientes eram iguais.
11. Para uma análise mais detalhada do canal de renda do trabalho como mecanismo de transmissão da política monetária, ver Grandjean (2005).
12. A derivação do modelo baseia-se na estrutura utilizada em Ang e Piazzesi (2003).

13. Variáveis de estado são aquelas que explicam a dinâmica das diferentes taxas de juros.
14. Para uma demonstração formal da relação entre a existência da derivada de Radon-Nikodyn e ausência de arbitragem, ver Duffie (2001).
15. Duffie e Stanton (2001) também defendem a utilização do filtro de Kalman como superior às demais abordagens.
16. A estratégia de Chen e Scott (1993) consiste em obter os fatores latentes invertendo as equações das taxas. Assim, se há N fatores latentes, é preciso haver N taxas medidas sem erro.
17. Agradecimentos a Jaime Terceiro, Jose Manuel Casals, Miguel Jerez, Gregorio R. Serrano e Sonia Sotoca, por fornecerem o *toolbox* para a estimação do modelo, e especialmente a Miguel Jerez, pela ajuda com questões técnicas relacionadas ao pacote.
18. Em geral, não se conseguem na literatura prêmios de risco muito significativos. Uma potencial razão para a alta significância dos prêmios de risco no caso brasileiro pode ser o fato de as taxas de juros não serem estacionárias no período estudado (apesar de na teoria as taxas de juros serem variáveis estacionárias).
19. Duffie (2002), por exemplo, avalia o modelo afim padrão para os Estados Unidos e verifica que sua *performance* de previsão é pior do que a de um simples passeio aleatório.
20. Minella et al. (2003) defendem a utilização de uma função de reação do Banco Central brasileiro muito semelhante para o período após a adoção do regime de metas de inflação.
21. Diversos estudos mostraram que, na crise eleitoral de 2002, por exemplo, os agentes já trabalhavam com uma meta de inflação implícita diferente daquela determinada pelo Banco Central, fato este confirmado pela alteração posterior da meta.
22. Tentou-se uma especificação somente com uma variável latente, mas os resultados obtidos foram pouco satisfatórios.
23. A inclusão de um número maior de defasagens torna a estimação bastante imprecisa, o que é comprovado pela grande instabilidade das respostas impulsivas.
24. Tecnicamente, não há como garantir que se atingiu um mínimo global. No entanto, utilizou-se uma série de estratégias diferentes para reduzir o risco de se terem utilizado os resultados de um mínimo local. Entre elas, a cada valor encontrado, tentou-se a reestimação do modelo supondo as variáveis latentes como observáveis e obtendo a estimação das matrizes de preços de risco minimizando o erro quadrático médio das taxas estimadas. Dessa forma, acredita-se ter obtido resultados confiáveis.
25. Para isso, utiliza-se o hiato do produto, inflação e variação do câmbio nominal sem a sua média amostral.
26. Como no caso somente com variáveis latentes, a alta significância das variáveis pode ser decorrente da não-estacionariedade das taxas de juros no período estudado.
27. RMSE é a raiz quadrada da média do quadrado dos erros para cada horizonte de previsão.
28. Em geral, é extremamente difícil que um modelo em finanças tenha um poder de previsão melhor que o de um *random-walk*, o que valoriza muito os resultados aqui obtidos.
29. Isso ocorre porque, após uma crise externa, tem-se uma desvalorização cambial (que leva a um aumento da inflação) e um aumento das taxas de juros como resposta à fuga de capitais, sem que se tenha uma causalidade direta entre o aumento da inflação esperada e o aumento das taxas.

30. Como pode ser visto em Ang e Piazzesi (2003).
31. A variância explicada pelos fatores macroeconômicos em Ang e Piazzesi (2003) é de 67%, 79% e 78% para os horizontes de 1, 12 e 60 meses, respectivamente.
32. Na realidade, como pode ser observado no gráfico, o EMBI Global tem uma relação com $-1 \cdot S$, o que não é um problema, já que os fatores latentes podem ser rotacionados arbitrariamente.
33. As expectativas de inflação utilizadas são as coletadas pelo Banco Central com diversas instituições (financeiras e não-financeiras), que só começaram a ser divulgadas em novembro de 2001.
34. A inclusão de taxas de maior prazo provavelmente levaria à necessidade de ao menos mais um fator.

Referências

- ALMEIDA, C. "Time-varying risk premia in emerging markets: explanation by a multi-factor affine term structure". *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, v. 7, 2004.
- ANG, A.; PIAZZESI M. "A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables". *Journal of Monetary Economics*, v. 50, p. 745-87, 2003.
- ANG, A. et al. "No-arbitrage taylor rules". Columbia University, *University of Chicago Working Paper*, 2005.
- BALDUZZI, P. et al. "A simple approach to three factor affine term structure models". *Journal of Fixed Income*, v. 6, p. 43-53, 1996.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de inflação*. v. 3, n. 2, jun. 2001.
- BEKAERT, G. et al. "New-keynesian macroeconomics and the term structure". *Columbia University Job Market Paper*, 2003.
- BOLLERSEV, T.; WOOLDRIDGE, J. "Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances". *Econometric Review*, v. 11, p. 143-72, 1992.
- BRAINARD, W. "Uncertainty and the effectiveness of policy". *American Economic Review*, v. 57, p. 411-25, 1967.
- BRITO, R.; DUARTE A.; GUILLÉN O. "O prêmio pela maturidade na estrutura a termo das taxas de juros brasileiras". *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 72, 2003.
- CHEN, R.; SCOTT, L. "Maximum likelihood estimation for a multifactor equilibrium model of the term structure of interest rates". *Journal of Fixed Income*, v. 3, p. 14-31, 1993.
- COCHRANE, J. *Asset pricing*. Princeton University Press: Princeton, 2001.

- DAI, Q.; SINGLETON, K. "Specification analysis of affine term structure models". *Journal of Finance*, v. 55, p. 1.943-78, 2000.
- DAI, Q.; PHILIPPON, T. "Fiscal policy and the term structure of interest rates". *New York University Working Paper*, University of North Carolina at Chapel Hill, 2004.
- DEWATCHER, H.; LYRIO, M. "Macro factors and the term structure of interest rates". *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 38, p. 119-40, 2006.
- DIEBOLD, F. et al. "Modeling bond yields in macroeconomics and finance". *American Economic Review Papers and Proceedings*, v. 95(2), p. 415-20, May, 2005.
- DIEBOLD, F. et al. "The macroeconomy and the yield curve: a nonstructural analysis". *CFS Working Paper*, n. 2003/31, 2003.
- DIEBOLD, F.; WU, T. "A macro-finance model of the term structure, monetary policy and the economy". *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, n. 2003-17, September, 2003.
- DUFFEE, G. "Term premia and interest rate forecasts in affine models". *Journal of Finance*, v. 57, p. 405-43, 2002.
- DUFFEE, G.; STANTON, R. "Estimation of dynamic term structure models". *Haas School of Business Working Paper*, UC Berkeley, 2001.
- DUFFIE, D. *Dynamic Asset Pricing Theory*. Princeton: Princeton University Press, 2001.
- DUFFIE, D.; KAN, R. "A yield factor model of interest rates". *Mathematical Finance*, v. 6, p. 379-406, 1996.
- ESTRELLA, A.; MISHKIN, F. "The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: implications for the European Central Bank". *European Economic Review*, v. 41, p. 1.375-401, 1997.
- ESTRELLA, A.; HARDOUVELIS, G. "The term structure as a predictor of real economic activity". *Journal of Finance*, v. 46, p. 555-76, 1991.
- EVANS, C.; MARSHALL, D. "Monetary policy and the term structure of nominal interest rates: evidence and theory". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 49, p. 53-111, 1998.
- EVANS, C.; MARSHALL, D. "Economic determinants of the nominal treasury yield curve". *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper*, 2001.
- FACHADA, P. "Inflation targeting in Brazil: reviewing two years of monetary policy 1999/2000". *Banco Central do Brasil Working Paper*, n. 25, 2001.
- FAMA, E. "Term structure forecasts of interest rates, inflation and real returns". *Journal of Monetary Economics*, v. 25, p. 59-76, 1990.

- GRANDJEAN, Y. *O canal de renda do trabalho como mecanismo de transmissão de política monetária*. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica, Departamento de Economia, 2005 (Tese de Mestrado).
- HAMILTON, J.; KIM, D. "A re-examination of the predictability of the yield spread for real economic activity". *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 34, p. 340-60, 2002.
- HAUBRICH, J.; DOMBROSKY, A. "Predicting real growth using the yield curve". *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, n. 32 (First Quarter 1996), p. 26-35, 1996.
- HORDAHL, P. et al. "A joint econometric model of macroeconomic and term structure dynamics". *European Central Bank Working Paper*, 2003.
- JORION, P.; MISHKIN, F. "A multicountry comparison of term structure forecasts at long horizons". *Journal of Financial Econometrics*, v. 29, p. 59-80, 1991.
- KESSEL, R. "The cyclical behaviour of the term structure of interest rates". *National Bureau of Economic Research Occasional Paper*, n. 91, 1965.
- KNEZ, P. et al. "Exploration into factors explaining money market returns". *Journal of Finance*, v. 49, p. 1861-882, 1994.
- KOZICKI, S. "Predicting inflation with the term structure spread". *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper*, n. 98-02, 1998.
- LIMA, A.; ISSLER, J. "A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente". *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, p. 873-98, 2003.
- LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. "Common factors affecting bond returns". *Journal of Fixed Income*, v. 1, p. 54-61, 1991.
- MATSUMARA, M.; MOREIRA, A. *Can macroeconomic variables account for the term structure of sovereign spreads? Studying the Brazilian case*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.106).
- MEGALE, C. *Fatores externos e risco país*. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica, Departamento de Economia, 2003 (Tese de Mestrado).
- MINELLA, A. et al. "Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility". *Journal of International Money and Finance*, v. 22, p. 1015-40, 2003.
- MISHKIN, F. "What does the term structure tell us about future inflation". *Journal of Monetary Economics*, v. 25, p. 77-95, 1990.
- MISHKIN, F. "A multi-country study of the information in the shorter maturity term structure about future inflation". *Journal of International Money and Finance*, v. 10, p. 02-22, 1991.

- MITCHELL, W. *Business Cycles*. University of California Press: Berkley, 1913.
- MONTEIRO, A. “Estimação da curva de juro à vista: microestrutura dos contratos e restrição do formato da curva a termo”. *Resenha BM&F*, n. 160, p. 27-41, 2003.
- NEWBY, W.; WEST, K. “A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”. *Econometrica*, v. 55, p. 703-8, 1987.
- PIAZZESI, M. “Affine term structure models”, *Handbook of financial econometrics*, edited by Ait-Sahalia e Lars Peter Hansen, North-Holland, 2003.
- PORTER, N.; YAO, J. “‘Inflation targeting lite’ in small open economies: the case of Maritius”. *IMF Working Paper*, n. WP/05/172, 2005.
- RUDEBUSCH, G.; WU, T. “A macro-finance model of the term structure, monetary policy and the economy”. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper*, 2005.
- SILVEIRA, G.; BESSADA, O. “Análise de componentes principais de dados funcionais — uma aplicação às estruturas a termo de taxas de juros”. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 73, 2003.
- SILVEIRA, M. *Modelo fatorial linear macroeconômico de estrutura a termo da taxa de juros: aplicação para a economia brasileira*. Rio de Janeiro: Ipea, 2005 (Texto para Discussão, 1.097).
- TABAK, B. “Monetary policy surprises and the Brazilian term structure of interest rates”. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 70, 2003.
- TABAK, B. ANDRADE, S. “Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates”. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, n. 30, 2001.
- TABAK, B.; TABATA, A. “Testando o conteúdo informacional das decisões de política monetária”. *Manuscrito*, 2005.
- TAYLOR, J. “Discretion versus policy rules in practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214, 1993.
- VARGA, G.; VALLI, M. “Movimentos da estrutura a termo da taxa de juros brasileira”. *Finanças Aplicadas ao Brasil*, editado por Marco Bonomo, Editora FGV, 2002.

Abstract

There is a close relationship between macroeconomic variables and the term structure of interest rates in Brazil. We characterize this relationship using the recent macro-finance approach adapted to the case of an emerging market economy. We find that (i) the yield curve have additional information about future economic growth; (ii) the forecasting power is increasing with the durability of goods and is essentially due to expected variations on short-term interest rates; (iii) cyclical variables (output gap, inflation rate and nominal exchange rate change) explain up to 53% of the variation in bond yields; (iv) the additional variation, represented by unobservable factors, seems to be related to the variation of international risk aversion and inflation expectations and (v) the notion of great external vulnerability of the brazilian economy during the period is confirmed by the strong role of the nominal exchange rate change, which explains up to 41% of the variation in bond yields.

Projeto Gráfico

Fernanda Costa e Silva

Coordenação Editorial

Gerência de Editoração do BNDES

Produção Editorial

Editora Senac Rio

Editoração Eletrônica

Abreu's System

Impressão

Imprinta Express Gráfica e Editora

Rio de Janeiro – 2008